

CONTRIBUIÇÃO DOS EFEITOS DE FIRMA E DE INDIVÍDUO PARA OS EFEITOS DE LOCALIZAÇÃO SOBRE OS SALÁRIOS E PARA A VARIAÇÃO SALARIAL DO TRABALHADOR FORMAL DO BRASIL

Diana Lúcia Gonzaga da Silva

RENDA INTERNA BRUTA REAL, GANHOS DE COMÉRCIO E TERMOS DE TROCA NO BRASIL DE 1948 A 2016

Estêvão Kopschitz Xavier Bastos
Pedro Américo

DINÂMICA DA POBREZA, MUDANÇAS MACROECONÔMICAS E DISPARIDADES REGIONAIS NO BRASIL

Décio Nonato Chaves de Assis
Fabrício Carneiro Linhares

FLUTUAÇÕES ECONÔMICAS DURANTE A GRAVIDEZ E INICIAÇÃO AO TABAGISMO ENTRE ADOLESCENTES NO BRASIL: EVIDÊNCIAS A PARTIR DA PESQUISA NACIONAL DE SAÚDE DO ESCOLAR 2012

Victor Hugo de Oliveira
José Raimundo Carvalho
José Maria da Cunha Junior

***BACKGROUND* FAMILIAR E DESEMPENHO ESCOLAR: UMA ABORDAGEM NÃO PARAMÉTRICA**

Wallace Patrick Santos de Farias Souza
Victor Rodrigues de Oliveira
Ana Cláudia Annegues

ESTÍMULOS FISCAIS E A INTERAÇÃO ENTRE AS POLÍTICAS MONETÁRIA E FISCAL NO BRASIL

Julio Cesar de Mello Barros
Elcyon Caiado Rocha Lima

pesquisa e planejamento econômico - ppe

ipea

**Ministério do Planejamento,
Desenvolvimento e Gestão**
Ministro Esteves Pedro Colnago Junior



Fundação pública vinculada ao Ministério do Planejamento, Desenvolvimento e Gestão, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiros – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidente

Ernesto Lozardo

Diretor de Desenvolvimento Institucional

Rogério Boueri Miranda

**Diretor de Estudos e Políticas do Estado,
das Instituições e da Democracia**

Alexandre de Ávila Gomide

**Diretor de Estudos e Políticas
Macroeconômicas**

José Ronaldo de Castro Souza Júnior

**Diretor de Estudos e Políticas Regionais,
Urbanas e Ambientais**

Alexandre Xavier Ywata de Carvalho

**Diretor de Estudos e Políticas Setoriais
de Inovação e Infraestrutura**

Fabiano Mezadre Pomper Mayer

Diretora de Estudos e Políticas Sociais

Lenita Maria Turchi

**Diretor de Estudos e Relações Econômicas
e Políticas Internacionais**

Ivan Tiago Machado Oliveira

Assessora-chefe de Imprensa e Comunicação

Mylene Pinheiro Fiori

Ouvidoria: <http://www.ipea.gov.br/ouvidoria>

URL: <http://www.ipea.gov.br>

Pesquisa e Planejamento Econômico (PPE)

Publicação quadrimestral com análises teóricas e empíricas sobre uma ampla gama de temas relacionados à economia brasileira. Estabelecida em 1971 sob o título Pesquisa e Planejamento, PPE é publicada em abril, agosto e dezembro.

Corpo Editorial

Editor

Mauricio Cortez Reis

Coeditores

Marco A.F.H. Cavalcanti

José Gustavo Feres

Danilo Santa Cruz Coelho

Membros

Lauro Ramos (Ipea)

Eduardo Fiuza (Ipea)

Alexandre Xavier Ywata de Carvalho (Ipea)

Daniel da Mata (Ipea)

Carlos Viana de Carvalho (PUC-RJ)

Eduardo Rios Neto (CEDEPLAR-UFMG)

José Raimundo Carvalho (CAEN-UFU)

Marcelo Portugal (UFRGS)

Marco Bonomo (Insper)

Mônica Viegas de Andrade (CEDEPLAR-UFMG)

Rafael Coutinho Costa Lima (UFPE)

Renata Narita (FEA-USP)

Ricardo Paes de Barros (Insper)

Roberto G. Ellery (UnB)

Sergio Firpo (Insper)

Vladimir Ponczek (EESP-FGV/SP)

Secretária Executiva

Thamires Fernandes da Silva

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – **ipea** 2018

Pesquisa e Planejamento Econômico v. 1 – n.1 – jun. 1971.

Rio de Janeiro: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, 1990 – v. – quadrimestral.

Título anterior: Pesquisa e Planejamento v. 1, n. 1 e 2, 1971

Periodicidade anterior: semestral de 1971–1975.

1. Economia – Pesquisa – Periódicos. 2. Planejamento Econômico – Brasil. I. Brasil. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

ISSN - 0 100-0551

CDD 330.05
33(81) (05)

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade dos autores, não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou o do Ministério do Planejamento, Desenvolvimento e Gestão.

É permitida a reprodução dos textos deste volume e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

SUMÁRIO

CONTRIBUIÇÃO DOS EFEITOS DE FIRMA E DE INDIVÍDUO PARA OS EFEITOS DE LOCALIZAÇÃO SOBRE OS SALÁRIOS E PARA A VARIAÇÃO SALARIAL DO TRABALHADOR FORMAL DO BRASIL 7

Diana Lúcia Gonzaga da Silva

RENDA INTERNA BRUTA REAL, GANHOS DE COMÉRCIO E TERMOS DE TROCA NO BRASIL DE 1948 A 2016 39

Estêvão Kopschitz Xavier Bastos

Pedro Américo

DINÂMICA DA POBREZA, MUDANÇAS MACROECONÔMICAS E DISPARIDADES REGIONAIS NO BRASIL 57

Décio Nonato Chaves de Assis

Fabício Carneiro Linhares

FLUTUAÇÕES ECONÔMICAS DURANTE A GRAVIDEZ E INICIAÇÃO AO TABAGISMO ENTRE ADOLESCENTES NO BRASIL: EVIDÊNCIAS A PARTIR DA PESQUISA NACIONAL DE SAÚDE DO ESCOLAR 2012 97

Víctor Hugo de Oliveira

José Raimundo Carvalho

José Maria da Cunha Junior

***BACKGROUND* FAMILIAR E DESEMPENHO ESCOLAR: UMA ABORDAGEM NÃO PARAMÉTRICA 133**

Wallace Patrick Santos de Farias Souza

Victor Rodrigues de Oliveira

Ana Cláudia Annegues

ESTÍMULOS FISCAIS E A INTERAÇÃO ENTRE AS POLÍTICAS MONETÁRIA E FISCAL NO BRASIL 163

Julio Cesar de Mello Barros

Elcyon Caiado Rocha Lima

CONTENTS

THE CONTRIBUTION OF THE FIRM AND WORKER EFFECTS FOR THE LOCATION EFFECTS ON WAGES AND FOR THE FORMAL WORKER'S WAGE VARIATION FROM BRAZIL 7

Diana Lúcia Gonzaga da Silva

REAL GROSS DOMESTIC INCOME, TRADING GAINS AND TERMS OF TRADE IN BRAZIL FROM 1948 TO 2016 39

Estêvão Kopschitz Xavier Bastos

Pedro Américo

POVERTY DYNAMICS, MACROECONOMIC CHANGES AND REGIONAL DISPARITIES IN BRAZIL 57

Décio Nonato Chaves de Assis

Fabício Carneiro Linhares

ECONOMIC FLUCTUATIONS DURING PREGNANCY AND SMOKING ONSET AMONG ADOLESCENTS IN BRAZIL: EVIDENCE FROM THE 2012 NATIONAL SURVEY OF SCHOOL HEALTH 97

Víctor Hugo de Oliveira

José Raimundo Carvalho

José Maria da Cunha Junior

FAMILY BACKGROUND AND SCHOOL PERFORMANCE: A NON-PARAMETRIC APPROACH 133

Wallace Patrick Santos de Farias Souza

Victor Rodrigues de Oliveira

Ana Cláudia Annegues

FISCAL STIMULUS AND MONETARY AND FISCAL POLICY INTERACTIONS IN BRAZIL 163

Julio Cesar de Mello Barros

Elcyon Caiado Rocha Lima

CONTRIBUIÇÃO DOS EFEITOS DE FIRMA E DE INDIVÍDUO PARA OS EFEITOS DE LOCALIZAÇÃO SOBRE OS SALÁRIOS E PARA A VARIAÇÃO SALARIAL DO TRABALHADOR FORMAL DO BRASIL¹

Diana Lúcia Gonzaga da Silva²

O objetivo deste artigo é avaliar a contribuição da heterogeneidade não observada de firma e indivíduo para os efeitos de localização sobre os salários e para a variação salarial do trabalhador formal do Brasil. Este trabalho estima uma equação salarial com as características observadas dos trabalhadores, a heterogeneidade não observada dos trabalhadores e das firmas e os efeitos de localização, usando os microdados da Relação Anual de Informações Sociais e Migração (Rais-Migra) (1995-2008). O modelo de decomposição salarial de Abowd, Kramarz e Margolis (1999) foi utilizado para lidar com múltiplos efeitos fixos em um grande banco de microdados pareados de trabalhador e firma. Os resultados mostram que os efeitos de firma e trabalhador respondem por substancial variação dos salários reais e dos efeitos de localização sobre os salários dos trabalhadores formais.

Palavras-chave: decomposição salarial; efeito individual; efeito de firma; efeito de localização; heterogeneidade.

THE CONTRIBUTION OF THE FIRM AND WORKER EFFECTS FOR THE LOCATION EFFECTS ON WAGES AND FOR THE FORMAL WORKER'S WAGE VARIATION FROM BRAZIL

The objective of this paper is to assess the contribution of unobserved heterogeneity of firm and individual to the effects of location on wages and the wage variation of the formal worker in Brazil. This paper estimates a wage equation with observable characteristics of workers, unobserved heterogeneity of worker and firm and the effects of location, using the Rais-Migra microdata (1995-2008). The wage decomposition model of Abowd, Kramarz and Margolis (1999) is used to deal with multiple fixed effects in a large database which is composed of worker and firm combinations. The findings show that the firm and worker effects account for a substantial variation of the real wages and effects of location on wages of formal workers from Brazil.

Keywords: wage decomposition; individual effect; firm effect; location effect; heterogeneity.

JEL: J24; J31; R23; C23.

1 INTRODUÇÃO

O entendimento dos determinantes e das disparidades salariais tem sido alvo de diversos estudos em economia. No Brasil, muitas evidências apontaram para as características observadas, a exemplo da educação, como principais determinantes salariais.

1. Este trabalho foi desenvolvido com o suporte financeiro de bolsa de doutorado da Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo (Fapesp), no âmbito do convênio entre Fapesp e Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (Capes), vinculado ao processo nº 2014/03077-7.

2. Doutora em economia pela Universidade de São Paulo (USP) e professora adjunta no Departamento de Economia da Universidade Federal da Bahia (UFBA). *E-mail:* <diana.gonzaga@gmail.com>.

A partir da equação minceriana (Mincer, 1974), os estudos sobre os determinantes salariais avançaram no controle de características observáveis e não observáveis dos trabalhadores. Entretanto, permanecia um diferencial salarial favorável aos grandes centros urbanos, que motivou o surgimento de estudos integrando a economia urbana e a economia do trabalho para explicar o diferencial salarial, a partir das economias de aglomeração urbana. A localização passou, então, a ser incluída como um determinante salarial.

A distribuição espacial de salários no Brasil é bastante desigual. Os dados da Relação Anual de Informações Sociais e Migração (Rais-Migra), do Ministério do Trabalho e Emprego (MTE), mostram que, entre as regiões metropolitanas (RMs) do Brasil, o salário real de João Pessoa correspondeu a 65% do salário de São Paulo em 2008. Em geral, os salários das RMs são maiores do que os dos estados. As RMs de Florianópolis e São Luís apresentaram salários reais 45% e 34% maiores do que seus respectivos estados, em 2008. Isso sugere a existência de ganhos de aglomeração nessas áreas. No entanto, ainda persiste um diferencial salarial no Brasil em benefício das macrorregiões mais dinâmicas do Centro-Sul do país, mesmo entre as áreas metropolitanas. Diversos fatores podem explicar as diferenças observadas de salários, entre eles os custos de vida e de mobilidade, os diferenciais de produtividade, as dotações de amenidades locais, as segmentações regionais nos mercados de trabalho, tais como formal, informal, setorial, por tamanho de empresas, entre outros (Servo e Azzoni, 2002; Silveira Neto e Azzoni, 2004; Rocha, Silveira Neto e Gomes, 2011).

Entretanto, o controle das características observadas dos trabalhadores não é suficiente para dissipar as desigualdades salariais. Estudos mais recentes consideram a presença de habilidades não observadas dos trabalhadores na diferenciação salarial. Considerar as habilidades não observadas possibilita corrigir o viés de seleção associado à atração de trabalhadores mais habilidosos pelos grandes centros urbanos, reduzindo ou eliminando grande parte da vantagem salarial aparente associada às áreas urbanas densas. Combes, Duranton e Gobillon (2008) mostraram que as diferenças na composição de habilidades foram responsáveis por 40% a 50% das disparidades espaciais de salários de trabalhadores da França, sugerindo evidências de *sorting* por habilidades. Combes *et al.* (2012) mostraram uma seleção negativa por habilidades na migração de trabalhadores para as áreas menos densas, e positiva para as mais densas da França.

No Brasil, Freguglia e Menezes-Filho (2011) mostraram que 63% do diferencial salarial, entre 1995 e 2002, era explicado pelas características não observadas dos trabalhadores. Contudo, o diferencial salarial real persistiu mesmo após considerar as habilidades observadas e não observadas e as características ocupacionais. A persistência do diferencial sugere a existência de efeitos específicos de localização sobre os salários. A literatura sobre as economias de aglomeração prevê maiores salários e produtividade em áreas urbanas densas. Os ganhos de aglomeração no

mercado de trabalho podem emergir do aumento da produtividade dos trabalhadores na presença de externalidades positivas, tais como o acesso à maior diversidade de ocupações, o acúmulo de capital humano e *spillovers* de conhecimento, as interações sociais, entre outras. Um mercado mais amplo permite o compartilhamento (*sharing*) de fornecedores e de trabalhadores com habilidades similares, além de possibilitar melhor *matching* entre trabalhadores e firmas. As áreas mais densas facilitam a aprendizagem (*learning*) e o desenvolvimento de novas tecnologias (Puga, 2010).

Os maiores salários recebidos pelos trabalhadores nas cidades densas representam um prêmio salarial urbano, com ganhos variando entre 5% e 10% dos salários reais, na literatura internacional (Halfdanarson, Heuermann e Südekum, 2008). Os trabalhos de Glaeser e Maré (1994; 2001) identificam uma relação positiva entre os salários e o tamanho das cidades, com salários 32%-33% maiores para os trabalhadores de áreas metropolitanas dos Estados Unidos. A partir destes estudos, tem surgido um ramo de pesquisa que incorpora as economias de aglomeração urbana como fatores relevantes para a determinação salarial.

No Brasil, ainda existem poucos estudos nesta linha, mas já há evidências da existência de ganhos de aglomeração no mercado de trabalho. Rocha, Silveira Neto e Gomes (2011) encontraram um diferencial de 0,12 salário mínimo para os trabalhadores de RMs, após o controle por características observáveis e não observáveis, entre 2000 e 2008. Campos e Silveira Neto (2009) encontraram um ganho salarial de 16% para os trabalhadores de RMs, em 2000. Silva, Santos e Freguglia (2016) encontraram um prêmio salarial urbano de 3,4% nas RMs utilizando os microdados da Relação Anual de Informações Sociais (Rais), para o período de 1995 a 2008, controlando as características observadas e não observadas dos trabalhadores. As evidências sugerem um ganho específico associado à localização e reforçam a necessidade de compreender os diferenciais salariais persistentes, a partir das economias de aglomeração.

Os ganhos associados às características de trabalhadores e firmas localizados em determinadas áreas podem ser confundidos com os ganhos de aglomeração. Combes *et al.* (2012) sugeriram o *sorting* por habilidades dos trabalhadores e a atuação diferenciada dos benefícios de aglomeração sobre as habilidades como explicações para os diferenciais salariais espaciais. Se as escolhas de localização não são exógenas, atributos não observados de firmas e trabalhadores em áreas densas podem enviesar as estimativas do prêmio salarial urbano. O *sorting* por habilidades surge porque trabalhadores com melhores atributos tendem a aglomerar-se nos mercados de trabalho densos. Combes, Duranton e Gobillon (2008) destacaram que a identificação de estimativas não enviesadas na equação salarial requer a inclusão dos efeitos fixos de firmas, uma vez que estes estariam correlacionados com os efeitos de setores. A seleção de firma pode surgir se apenas as mais produtivas sobreviverem nas áreas densas.

Combes, Duranton e Gobillon (2008) e Combes *et al.* (2012) desenvolveram uma abordagem unificada dos determinantes salariais, incluindo os efeitos de localização, de setores e as habilidades não observadas. No entanto, por limitações de dados, não adotaram controles suficientes associados às características observadas dos trabalhadores, tais como a educação. Os estudos no Brasil controlam somente uma parte do *sorting* espacial, associado às heterogeneidades não observadas dos trabalhadores. Entretanto, o entendimento das questões associadas ao *sorting* de trabalhadores e firmas, em que os trabalhadores mais produtivos seriam selecionados para as firmas que pagam os maiores salários, requer a disponibilidade de dados longitudinais pareados (*matched*) de trabalhador e firma.

A limitação empírica para estimar modelos com heterogeneidade não observada de trabalhador e firma por mínimos quadrados (*full least square*) surge da complexidade computacional para incluir uma dimensão muito grande de identificadores de firma e trabalhador com dados longitudinais. Desde o estudo de Abowd, Kramarz e Margolis (1999), a literatura internacional que trata dos diferenciais de salários tem buscado soluções estruturais e estatísticas, factíveis computacionalmente, para estimar os parâmetros dos modelos que lidam com heterogeneidade de firma e trabalhador e encontrar resultados próximos à solução geral de mínimos quadrados (*full least square*). As abordagens recentes buscam técnicas para lidar com os modelos de múltiplos efeitos fixos (Abowd, Kramarz e Margolis, 1999; Abowd, Creecy e Kramarz, 2002; Andrews, Schank e Upward, 2006; Guimarães e Portugal, 2010; McCaffrey *et al.*, 2012; Mittag, 2012; Gaure, 2013).

Abowd, Kramarz e Margolis (1999) propuseram um modelo estatístico de decomposição salarial buscando explicar o diferencial setorial de salários da França, a partir de componentes associados às características observadas dos trabalhadores e à heterogeneidade não observada de indivíduos e firmas. O modelo foi estimado com dados longitudinais para o período 1976-1987. O estudo desenvolveu abordagens alternativas de estimação da equação de salários, dada a limitação computacional da solução geral de mínimos quadrados. Os resultados encontrados mostraram que a heterogeneidade individual não observada era uma fonte muito importante da variação salarial na França, mais relevante do que os efeitos de firma, e ambos os efeitos eram pouco correlacionados. As especificações que controlavam os efeitos fixos de trabalhador explicaram entre 77% e 83% da variação salarial da França, enquanto as demais especificações explicaram entre 32% e 55%. Ao incluir somente o efeito de firma, apenas 55% da variação salarial foi explicada. Os efeitos individuais explicaram cerca de 90% do diferencial salarial intersetorial e os efeitos de firma entre 7% e 25% do diferencial. Ambos responderam por 85%-96% da variação setorial de salários da França.

Menezes-Filho, Muendler e Ramey (2008) buscaram replicar para São Paulo, estado mais desenvolvido do Brasil, o modelo de decomposição salarial de Abowd *et al.* (2001) estimado com dados da França e dos Estados Unidos. O estudo do Brasil controlou um efeito combinado de estabelecimento, correspondente ao efeito de firma somado a uma média dos efeitos dos trabalhadores em cada firma. Foram utilizados os microdados da Rais (Brasil, 1990; 1997). Os resultados do Brasil foram compatíveis com os Estados Unidos e a França, mostrando que as características observadas dos trabalhadores foram os fatores mais relevantes para a estrutura salarial da indústria, particularmente no Brasil. O efeito de estabelecimento mostrou-se limitado em São Paulo. Os componentes observados dos trabalhadores e o efeito de estabelecimento explicaram entre 51% e 47% da variação salarial do Brasil. A variabilidade salarial residual foi maior no Brasil, sugerindo a possível relevância dos componentes não observados individuais para o país.

A desigualdade salarial e os retornos à educação foram maiores no Brasil do que na França e nos Estados Unidos, de acordo com Menezes-Filho, Muendler e Ramey (2008). Os diferenciais salariais por ocupação e gênero eram muito similares entre os países, embora o prêmio ocupacional do Brasil fosse mais parecido com o da França. A estrutura salarial do Brasil mostrou-se mais parecida com a França. A similaridade pode ser justificada pela estrutura institucional e pela regulação mais intensa do mercado de trabalho de ambos os países, assim como por seus retornos salariais associados às características da firma (tamanho, capital e intensidade de qualificação).

Portanto, este artigo busca contribuir para a literatura nacional ao investigar o *sorting* associado aos salários dos trabalhadores formais e aos efeitos de localização, a partir do controle dos efeitos de firma e trabalhador, recorrendo aos avanços metodológicos na literatura internacional. A pesquisa propõe o uso de um painel de microdados pareados de trabalhador e firma, a Rais-Migra, do MTE, para estimar equações de salário com as características observadas dos trabalhadores, a heterogeneidade não observada dos trabalhadores e das firmas e os efeitos de localização nas RMs, entre os anos de 1995 a 2008.

Desse modo, além desta introdução, este trabalho é composto por mais quatro seções. A seção 2 apresenta a abordagem proposta por Abowd, Kramarz e Margolis (1999), na qual este artigo é baseado. Na seção 3 são apresentados o modelo econométrico, a base de dados e a estratégia empírica adotada para a estimação dos resultados. A seção 4 descreve os resultados encontrados. Por fim, a seção 5 apresenta as considerações finais.

2 HETEROGENEIDADE NO MERCADO DE TRABALHO E DIFERENCIAL SALARIAL: MODELO DE DECOMPOSIÇÃO SALARIAL

Os resultados subjacentes aos mercados de trabalho são bastante heterogêneos, o que tem motivado uma extensa literatura para isolar as fontes de tais heterogeneidades. Indivíduos observacionalmente similares podem ganhar salários diferenciados e possuir trajetórias distintas de emprego. A ausência de microdados relacionando características de trabalhadores e firmas tem sido um fator limitador nas pesquisas que buscam separar os efeitos decorrentes de decisões de firmas daqueles resultantes de decisões do trabalhador. Uma abordagem desta literatura tem focado sobre a heterogeneidade individual não observada (efeito de indivíduo), enquanto outra abordagem tem avaliado a heterogeneidade não observada de firmas (efeito firma) como explicação para os diferenciais salariais (Abowd, Kramarz e Margolis, 1999).

Para abordar os fatores relacionados à heterogeneidade salarial será apresentado um modelo de decomposição estatística de salários, desenvolvido por Abowd, Kramarz e Margolis (1999) para tratar os diferenciais salariais intersetoriais. Ainda é controverso o papel da heterogeneidade não observada como fonte dos diferenciais salariais entre setores. Em Abowd, Kramarz e Margolis (*op. cit.*), o efeito puro de setor é definido como a agregação dos efeitos puros de firmas dentro do respectivo setor, correspondendo às variáveis indicadoras de setor na equação salarial. O efeito residual de firma é definido como um desvio do efeito de setor. Portanto, o modelo considera a seguinte equação de salários:

$$y = X\beta + D\theta + FA\kappa + (F\psi - FA\kappa) + \varepsilon, \quad \kappa \equiv (A'F'FA)^{-1} A'F'F\psi, \quad (1)$$

onde X é uma matriz ($N^* \times P$) de características observáveis (em desvios da média) variantes no tempo; D é uma matriz ($N^* \times N$) de indicadores para os indivíduos; F é uma matriz ($N^* \times m$) de indicadores para os efeitos da firma, em que i trabalha em t (J é o número total de firmas); a matriz A ($J \times K$) classifica cada uma das J firmas em um dos K setores, tal que $K(j)$ denota a classificação setorial da firma j ; y é o vetor ($N^* \times 1$) de salários (em desvios da média); ε é o vetor de resíduos; e $N^* = NT$. Os parâmetros são os vetores β ($P \times 1$), θ ($N \times 1$), ψ ($m \times 1$) e a variância do erro σ^2_ε . O vetor de parâmetros κ ($K \times 1$) é interpretado como uma média ponderada do efeito puro de firma. O efeito $(F\psi - FA\kappa)$ pode ser representado como $M_{FA}F\psi$. Os termos $FA\kappa$ e $M_{FA}F\psi$ resultam da decomposição de $F\psi$ em dois componentes ortogonais.

Assumindo uma amostra aleatória com N indivíduos observados em T anos, então ε_{it} apresentará as seguintes propriedades:

$$E[\varepsilon_{it} \mid i, t, J(i, t), x_{it}] = 0, \quad (1.1)$$

$$cov [\varepsilon_{it}, \varepsilon_{ns} \mid i, t, n, s, J(i, t), J(n, s), x_{it}, x_{ns}] = \begin{cases} \sigma_\varepsilon^2 & \text{para } i = n \text{ e } t = s \\ 0 & \text{caso contrário} \end{cases}, \quad (1.2)$$

onde $i = 1, \dots, N$ indica o indivíduo; $t = 1, \dots, T$ o período de tempo; e $J(i, t)$ indica a firma em que o trabalhador i está empregado no tempo t . A equação (1) pode ser interpretada como a esperança condicional dos salários, dados os indicadores de indivíduos, firmas e setores e as características observadas.

Embora alguns estudos já tenham avançado na solução *least squares* para a equação (1), com amostras pequenas (Leonard e Van Audenrode, 1996; Entorf, Gollac e Kramarz, 1999; Goux e Maurin, 1999), o esforço da literatura recente tem sido encontrar soluções factíveis para grandes bancos de dados pareados de firma e trabalhador. Muitos estudos estimam versões incompletas dessa equação, o que gera interpretações ambíguas sobre os seus parâmetros. A estimação da equação (1) sem algum componente, ou com combinações lineares deles (viés de agregação), pode modificar o significado dos efeitos subjacentes. Nesse contexto, Abowd, Kramarz e Margolis (1999) descrevem os casos de variações na parametrização da equação (1), derivados da literatura.

Uma versão incompleta da equação (1), sem o efeito firma residual ($M_{FA}F\psi$), implicará κ^* e β^* , os efeitos verdadeiros somados a um termo de viés de variável omitida:

$$\kappa^* = \kappa + (A'F'M_{[D \ X]}FA)^{-1} A'F'M_{[D \ X]}M_{FA}F\psi, \quad (2)$$

$$\beta^* = \beta + (X'M_{[D \ FA]}X)^{-1} X'M_{[D \ FA]}M_{FA}F\psi, \quad (3)$$

onde $M_{[D \ X]}$ é a matriz M_Z com $Z \equiv [D \ X]$, assumindo $M_A \equiv I - A(A'A)^{-1}A'$ para uma matriz A arbitrária. Por sua vez, uma versão da equação (1) sem o remanescente efeito de firma ($M_{FA}F\psi$) e o efeito de indivíduo (θ) implicará κ^{**} .

$$\begin{aligned} \kappa^{**} &= \kappa + (A'F'M_XFA)^{-1} A'F'M_X(M_{FA}F\psi + D\theta) \\ &\equiv (A'F'M_XFA)^{-1} A'F'M_XF\psi + (A'F'M_XFA)^{-1} A'F'M_XD\theta. \end{aligned} \quad (4)$$

Esta última expressão representa a decomposição dos efeitos setoriais realizada por Abowd, Kramarz e Margolis (1999) em componentes de firma e indivíduo. Portanto, as estimativas de versões incompletas da equação salarial devem resultar em estimativas e interpretações enviesadas dos efeitos de firma e indivíduo e em efeitos setoriais inconsistentes.

2.1 Métodos de estimação do modelo de decomposição salarial

Com base na equação de salários (1), Abowd, Kramarz e Margolis (1999) desenvolveram abordagens estatísticas alternativas à de mínimos quadrados para estimar o modelo completo, incluindo os efeitos de firma e de indivíduo. A matriz (*cross-product*) contendo as variáveis da equação salarial completa, sem os efeitos setoriais, a qual deve ser utilizada para a identificação dos parâmetros, é dada por:

$$\begin{bmatrix} X'X & X'D & X'F \\ D'X & D'D & D'F \\ F'X & F'D & F'F \end{bmatrix},$$

cujas dimensões dependem do tamanho de N (indivíduos) e J (firmas). Métodos computacionais usuais para a estimação dos parâmetros $[\beta' \theta' \psi']$ por mínimos quadrados não são, em geral, factíveis. Abowd, Kramarz e Margolis (1999) propõem métodos alternativos para preservar, em alguma medida, a estrutura geral do modelo completo. A mobilidade dos indivíduos entre firmas é uma condição necessária para a identificação estatística do modelo, ou seja, para encontrar os efeitos fixos separadamente, independentemente da abordagem computacional adotada. A primeira abordagem, denominada de método consistente, recorre à primeira diferença nos dados agrupados intrafirma-indivíduo, usando a definição:

$$\begin{aligned} \psi_j &= \phi_j + \gamma_j s_{it} \\ F\psi &= F_0\phi + F_1\gamma, \end{aligned} \quad (5)$$

onde s_{it} denota a permanência (*seniority*) do indivíduo i na firma $j = J(i, t)$ no ano t ; ϕ_j denota o intercepto específico da firma; F_0 e F_1 são matrizes $N^* \times J$; e γ é $J \times 1$. Desse modo, a primeira diferença, aplicada a todas as informações nas quais $J(i, n_{it}) = J(i, n_{it-1})$, será dada por:

$$\begin{aligned} y_{in_{it}} - y_{in_{it-1}} &= (x_{in_{it}} - x_{in_{it-1}})\beta + \gamma_{J(i, n_{it})} (s_{in_{it}} - s_{in_{it-1}}) + \varepsilon_{in_{it}} - \varepsilon_{in_{it-1}}, \\ \Delta y &= \Delta X\beta + \tilde{F}\gamma + \Delta \varepsilon, \end{aligned} \quad (6)$$

onde n_{it} é um indicador que corresponde à primeira observação e ano em que o indivíduo i aparece, até a sua última observação e ano; Δy é $\tilde{N}^* \times 1$; ΔX é $\tilde{N}^* \times P$; \tilde{F} é $\tilde{N}^* \times J$; $\Delta \varepsilon$ é $\tilde{N}^* \times 1$; e \tilde{N}^* é o número de combinações (i, t) na amostra que satisfazem à condição $J(i, n_{it}) = J(i, n_{it-1})$. Então, as estimativas deste método serão:

$$\tilde{\beta} = (\Delta X' M_{\tilde{F}} \Delta X)^{-1} \Delta X' M_{\tilde{F}} \Delta y, \quad (7)$$

$$\tilde{\gamma} = (\tilde{F}'\tilde{F})^{-1} \tilde{F}'(\Delta y - \Delta X\tilde{\beta}). \quad (8)$$

No entanto, o método consistente é ineficiente para estimar o modelo completo (1), pois a primeira diferença vai eliminar os trabalhadores cuja firma em t difere da firma em $t-1$. Além disso, dada a restrição de $J(i, n_{it}) = J(i, n_{it-1})$, o método consistente não pode ser usado para identificar os efeitos fixos de firma e trabalhador separadamente.

Por sua vez, a classe de estimadores definidos em Abowd, Kramarz e Margolis (1999) como métodos condicionais não restringe a amostra na estimação, sendo capaz de identificar os efeitos fixos separadamente. A denominação de condicional resulta da sua relação com as técnicas-padrão de modelos lineares e de dados em painel, associada aos modelos de efeitos fixos individuais. Supostos adicionais de ortogonalidade serão necessários: as interações entre X , D e F serão *proxy* para as correlações entre estas variáveis e a estimação assumirá ortogonalidade condicional, dadas as interações.

Neste contexto, define-se uma matriz Z ($N^* \times Q$) a partir de Q funções de informações em X , D e F . Para a construção de Z , em Abowd, Kramarz e Margolis (1999), foram incluídos o tamanho da firma e seu quadrado, o setor, a experiência do trabalhador e sua idade ao final do período de estudos. A solução de mínimos quadrados para (1), sem efeitos setoriais, é encontrada sob a hipótese de que X e D são ortogonais à projeção de F sobre o espaço nulo de Z :

$$y = X\beta + D\theta + Z\gamma + M_z F\psi + \varepsilon, \quad (9)$$

com $\gamma \equiv (Z'Z)^{-1} Z'F\psi$. O suposto de ortogonalidade condicional entre X e F e entre D e F , dado Z , implica:

$$X'M_z F = 0, \quad (10)$$

$$D'M_z F = 0. \quad (11)$$

A estimação independente da ordem (*order-independent estimation*) é um método condicional realizado em dois estágios independentes. O primeiro estágio segue uma abordagem de estimação longitudinal, intraindivíduos (*within-D*), em que X e Z são projetados sobre D , obtendo:

$$\begin{bmatrix} \hat{\beta} \\ \hat{\lambda} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X'M_D X & X'M_D Z \\ Z'M_D X & Z'M_D Z \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} X'M_D y \\ Z'M_D y \end{bmatrix}, \quad (12)$$

$$\hat{\theta} = (D'D)^{-1} D'(y - X\hat{\beta} - Z\hat{\lambda}). \quad (13)$$

O segundo estágio, *intrafirma (within-F)*, computa a solução de mínimos quadrados para os parâmetros de F e Z , a partir da seguinte especificação:

$$y = F\psi + Z\pi + \nu, \quad (14)$$

onde π ($Q \times 1$) é um vetor de parâmetros auxiliares e $\nu \sim N(0, \sigma_\nu^2 I)$, dados os supostos de ortogonalidade condicional. A solução, no segundo estágio, será dada por:

$$\hat{\pi} = (Z'M_F Z)^{-1} Z'M_F y, \quad (15)$$

$$\hat{\psi} = (F'F)^{-1} F'(y - Z\hat{\pi}). \quad (16)$$

No método condicional dependente da ordem (*order-dependent estimation*), os estágios são dependentes, de modo que as estimativas dos parâmetros podem ser diferentes, a depender de quais efeitos são estimados primeiro. Na abordagem em que os efeitos de indivíduos são estimados, o primeiro estágio recupera os parâmetros β , θ e λ como no método de independência da ordem, de acordo com (12) e (13). No segundo estágio, os efeitos de firma são estimados utilizando as equações em (5). Para tanto, todas as observações sobre os indivíduos empregados na mesma firma são agrupadas no conjunto $\{j\} \equiv \{(i,t) \mid J(i,t) = j\}$, de N_j elementos, tal que:

$$\hat{y}_{\{j\}} \equiv y_{\{j\}} - x_{\{j\}}\hat{\beta} - \hat{\theta}_{\{j\}}, \quad (17)$$

onde $\hat{\beta}$ e $\hat{\theta}$ são as estimativas de primeiro estágio. A equação no nível de firma será dada por:

$$\hat{y}_{\{j\}} = F_{\{j\}} \begin{bmatrix} \phi_j \\ \gamma_j \end{bmatrix} + \zeta_{\{j\}} \quad (18)$$

$$\zeta_{\{j\}} \equiv \varepsilon_{\{j\}} + x_{\{j\}}(\beta - \hat{\beta}) + (\theta_{\{j\}} - \hat{\theta}_{\{j\}}).$$

Portanto, o estimador de mínimos quadrados de (23) será:

$$\begin{bmatrix} \hat{\phi}_j \\ \hat{\gamma}_j \end{bmatrix} = (F'_{\{j\}} F_{\{j\}})^{-1} F'_{\{j\}} \hat{y}_{\{j\}}, \text{ para } j = 1, \dots, J. \quad (19)$$

Por sua vez, na abordagem em que os efeitos de firma são estimados, o primeiro estágio utiliza o estimador de $\hat{\psi}$ dado por (16), enquanto o segundo estágio encontra β e θ a partir de:

$$\begin{aligned} y - F\hat{\psi} &= X\beta + D\theta + \zeta \\ \zeta &= \varepsilon + F(\psi - \hat{\psi}). \end{aligned} \quad (20)$$

Portanto, os estimadores de β e θ serão:

$$\hat{\beta} = (X'M_D X)^{-1} X'M_D (y - F\hat{\psi}), \quad (21)$$

$$\hat{\theta} = (D'D)^{-1} D'(y - X\hat{\beta} - F\hat{\psi}). \quad (22)$$

Os estimadores de β e θ obtidos pelo método independente da ordem são idênticos aos obtidos pelo método condicional dependente da ordem, em que os efeitos de indivíduos são estimados primeiro. O estimador independente da ordem de ψ é idêntico ao seu estimador condicional dependente da ordem, com o efeito de firma estimado primeiro.

3 BASE DE DADOS, MODELO ECONOMETRICO E ESTRATÉGIA EMPÍRICA

O banco de dados deste estudo é composto por uma amostra aleatória de 5% dos trabalhadores formais da base Rais-Migra, para o período de 1995 a 2008. A Rais-Migra é uma ampla base de dados longitudinal do Brasil pareada de trabalhador e firma, extraída dos registros administrativos da Rais do MTE. O banco de dados final utilizado é composto por 4.665.388 observações, que correspondem a um painel balanceado com 333.242 trabalhadores formais do Brasil, empregados em cada ano, com rendimento positivo e idade entre 18 e 65 anos. Na amostra, existem 140.850 firmas e 589.467 combinações de trabalhador e firma.

Para a construção dos salários nominais, a remuneração do trabalhador, em número de salários mínimos, foi multiplicada pelo salário mínimo vigente em cada ano. O Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) foi utilizado para deflacionar os salários, assumindo 2008 como o ano-base. O IPCA é calculado pelo IBGE para apenas onze RMs do Brasil: Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, São Paulo, Rio de Janeiro, Goiânia, Distrito Federal, Belo Horizonte, Curitiba e Porto Alegre. Desse modo, para deflacionar os valores nominais para todas as RMs, os índices foram extrapolados para os estados correspondentes. O critério de maior aproximação foi utilizado para os estados que não possuíam alguma das RMs contempladas no cálculo do índice.³ Assim, o índice de preços de Belém foi extrapolado para os estados da região Norte; o de Fortaleza para Maranhão, Piauí e Rio Grande

3. Este procedimento foi adotado com base em Freguglia (2007).

do Norte; o de Recife para Paraíba, Alagoas e Sergipe; o do Rio de Janeiro para Espírito Santo; o de Curitiba para Santa Catarina; e o de Goiânia para os estados de Mato Grosso e de Mato Grosso do Sul.

Como características observadas dos trabalhadores foram extraídas a escolaridade, em ciclos de estudo, a idade (18-65 anos) e a experiência (em meses, no mesmo vínculo). Na Rais-Migra, a variável educação é definida por grau de instrução, correspondente aos seguintes ciclos: até o 5º ano do ensino fundamental incompleto; 5º ano completo do ensino fundamental; do 6º ao 9º anos do ensino fundamental incompleto; ensino fundamental completo; ensino médio incompleto; ensino médio completo; ensino superior incompleto; e ensino superior completo. Para a inclusão da educação no modelo serão definidas variáveis *dummies* para cada ciclo escolar: analfabeto (*educ1*); fundamental incompleto ou completo (*educ2*); ensino médio incompleto ou completo (*educ3*); e ensino superior incompleto ou completo (*educ4*).

A definição de RM adotada neste artigo segue a classificação do IBGE, a qual será assumida para definir as áreas urbanas densas. Foram identificadas 24 RMs no Brasil, na Rais-Migra: Belém, Macapá, São Luís, Fortaleza, Natal, Recife, Maceió, Salvador, Belo Horizonte, Vale do Aço, Vitória, Rio de Janeiro, São Paulo, Baixada Santista, Campinas, Curitiba, Londrina, Maringá, Florianópolis, Vale do Itajaí, Norte/Nordeste Catarinense, Porto Alegre, Goiânia e João Pessoa.

A identificação dos efeitos fixos de firma e localização requer mobilidade (*within*) dos trabalhadores entre firmas e RMs. A tabela 1 apresenta a variação *within* das variáveis. A variação *within* é a variação existente intraindivíduo, enquanto a variação *between* é a variação entre os indivíduos. Como se pode observar na tabela 1, a condição de mobilidade é atendida para a identificação dos estimadores.

TABELA 1
Mobilidade de indivíduos entre firmas e RMs (1995-2008)

Variável	Variação	Parcela de variação (%)
	<i>Overall</i>	-
RM	<i>Between</i>	0,95
	<i>Within</i>	0,05
	<i>Overall</i>	-
Firma	<i>Between</i>	0,91
	<i>Within</i>	0,09

Fonte: Rais-Migra/MTE.

Elaboração da autora.

Obs.: A parcela de variação é construída com o valor da variância, obtido a partir do desvio-padrão *within* (*between*), o qual foi dividido pela variância total (*overall*). A mobilidade entre RMs inclui, também, os migrantes que estão entrando em alguma RM.

A estratégia de identificação deste estudo consiste na adoção de modelagem de dados em painel, para controlar a heterogeneidade não observada individual e de firma e o respectivo *sorting* sobre os salários e os efeitos de localização. O controle dos efeitos fixos de indivíduos permite eliminar o viés das estimativas dos parâmetros na equação salarial. Permite, ainda, a correção do problema de autosseleção associado à atração dos trabalhadores mais habilidosos para os grandes centros urbanos, o que pode ser confundido com os ganhos de aglomeração. A inclusão dos efeitos de localização em áreas metropolitanas permite controlar o *sorting* ou a autosseleção entre localizações, associado à distribuição espacial heterogênea de firmas e trabalhadores, e lidar com os fatores específicos e as amenidades locais constantes no tempo.

O modelo econométrico adotado para as estimações assume a seguinte equação minceriana estendida:

$$\ln(w_{it}) = \beta_0 + \beta_1 educ_{it} + \beta_2 exp_{it} + \beta_3 exp_{it}^2 + \beta_4 idade_{it} + \beta_5 idade_{it}^2 + \alpha RM_{\kappa(it)} + \gamma F_{j(it)} + \theta_i + T_t + \varepsilon_{it}. \quad (23)$$

Na equação (23), $\ln(w_{it})$ é o logaritmo natural do salário real do trabalhador i no tempo $t = 1995, \dots, 2008$; $educ_{it}$ é um vetor de *dummies* de escolaridade para quatro ciclos de estudo (analfabeto, ensino básico, ensino médio e ensino superior); exp_{it} é a experiência de trabalho em meses; exp_{it}^2 e $idade_{it}^2$ são os termos quadráticos da experiência e idade. Quando for possível, será incluída uma *dummy* de gênero (= 1 se feminino). O vetor de *dummies* de localização ($RM_{\kappa(it)}$) é a variável que vai captar os efeitos fixos de localização em cada RM ($\kappa = 1, 2, \dots, 24$), no tempo t . A categoria de referência serão os municípios que não pertencem a alguma área metropolitana. Se o efeito fixo de RM for positivo e significativo, o vetor α representará a magnitude do prêmio salarial urbano. As habilidades individuais não observáveis do trabalhador são representadas pelo termo θ_i . O vetor $F_{j(it)}$ denota os efeitos fixos de cada firma j no tempo t . Os efeitos temporais correspondem ao vetor T_t , sendo 1995 o ano-base, e o termo de erro do modelo é definido por ε_{it} .

A tabela 2 apresenta as estatísticas descritivas básicas das variáveis na amostra. A maior parte dos trabalhadores é do sexo masculino (57%), possui idade média de 40 anos e ensino fundamental ou médio (35%). Nas RMs, também foi revelada uma predominância dos trabalhadores do sexo masculino (55%), com idade média de 40 anos e ensino médio (35%). O salário real médio (w_{real}), a preços de 2008, nas áreas metropolitanas (R\$ 2.630,35), era maior do que fora delas (R\$ 1.926,45), um indício de prêmio salarial urbano para os trabalhadores nessas áreas. Cerca de 3% e 6% da amostra correspondem às observações que apresentaram mobilidade entre municípios (*migra_mun*) e firmas (*mover_firma*), respectivamente, no painel.

TABELA 2
Estatísticas descritivas de variáveis na amostra (1995-2008)

Variável	Total	Amostra das RMs				Amostra sem RMs			
	Média	Média	Desvio	Mínimo	Máximo	Média	Desvio	Mínimo	Máximo
<i>exp</i>	145,35	148,44	89,92	0	678,80	140,57	85,89	0	599,90
<i>idade</i>	40	40,38	8,60	18	65	39,41	8,61	18	65
<i>w_real</i>	2.353,62	2.630,35	3.001,02	66,37	153.731,30	1.926,45	2.586,12	69,50	130.625,50
<i>ln_wreal</i>	7,32	7,46	0,88	4,20	11,94	7,10	0,91	4,24	11,78
<i>educ1</i>	0,01	0,01	0,09	0	1	0,01	0,12	0	1
<i>educ2</i>	0,35	0,31	0,46	0	1	0,42	0,49	0	1
<i>educ3</i>	0,35	0,35	0,48	0	1	0,35	0,48	0	1
<i>educ4</i>	0,29	0,34	0,47	0	1	0,21	0,41	0	1
<i>dsexo</i>	0,43	0,45	0,50	0	1	0,41	0,49	0	1
<i>migra_mun</i>	0,03	0,03	0,17	0	1	0,03	0,18	0	1
<i>mover_firma</i>	0,06	0,07	0,25	0	1	0,05	0,21	0	1
Observações	4.665.388	2.831.248				1.834.140			

Fonte: Rais-Migra/MTE.
Elaboração da autora.

A estimação do modelo econométrico completo adotará um algoritmo de iteração de ponto fixo, proposto por Guimarães e Portugal (2010) e desenvolvido, em sua versão implementável para o *software* Stata,⁴ por Correia (2014), para estimar modelos com múltiplos efeitos fixos, tais como o de Abowd, Kramarz e Margolis (1999). Para entender o funcionamento do algoritmo, assumo o seguinte modelo, cujo interesse é obter estimativas de mínimos quadrados ordinários (MQO) para β :

$$y = X\beta + D_1\alpha_1 + D_2\alpha_2 + D_3\alpha_3 + \epsilon, \quad (24)$$

onde D_i são as variáveis indicadoras e α_i os efeitos fixos correspondentes. O algoritmo segue o teorema de Frisch-Waugh-Lovell (FWL), em que y e X são regredidos contra cada D_i , gerando os resíduos u_y e u_x , e, então, u_y será regredido contra u_x . De maneira prática, o algoritmo faz uma regressão linear absorvendo (*demean*) os efeitos fixos indicados. O apêndice apresenta a estratégia de iteração de ponto fixo utilizada para a estimação dos modelos com múltiplos efeitos fixos.

Portanto, esse será o método adotado para estimar o modelo completo (23) e encontrar a solução condicional de MQO, com a inclusão simultânea dos efeitos fixos. Além do método condicional, serão estimadas versões alternativas do modelo geral, por meio do método consistente intratrabalhador-firma e recorrendo aos métodos

4. O algoritmo na versão Stata é o *reghdfe* (*linear and instrumental-variable regression absorbing any number of high-dimensional fixed effects*) e pode ser encontrado em Correia (2014).

tradicionais de dados em painel, como o método de mínimos quadrados ordinários agrupado (POLS) e o método de efeitos fixos.

4 RESULTADOS

Esta seção apresenta os resultados das estimações econométricas do modelo geral e das versões reduzidas. A seção também traz as contribuições dos efeitos fixos de firma e trabalhador para os efeitos de localização em RMs do Brasil.

4.1 Resultados das equações salariais

A tabela 3 apresenta os resultados das estimações econométricas realizadas com base em diferentes métodos, para lidar com os efeitos fixos de firma, indivíduo e localização, a partir da equação salarial (23). Os resultados da coluna I mostram a estimação, pelo método POLS, da equação salarial com as características observadas dos trabalhadores e os efeitos de localização em RMs, sem controlar os efeitos fixos de firma e trabalhador. A coluna (II) apresenta os resultados de uma abordagem de estimação condicional, em que os efeitos fixos de firma e trabalhador são *absorbed*, enquanto os efeitos de localização são incluídos como variáveis na regressão. Essa coluna foi denominada de condicional, com efeitos fixos de trabalhador sendo estimados primeiro, pois o método de iteração adotado funciona como a abordagem condicional proposta em Abowd, Kramarz e Margolis (1999), como foi explicado na seção anterior.

Guimarães e Portugal (2010) apontaram as vantagens de subtrair (*demean*) a influência dos efeitos fixos sobre as variáveis e trabalhar somente com os resíduos (Frisch-Waugh-Lovell), em relação à estimação de regressões completas, que incluem todos os efeitos fixos diretamente. As vantagens estariam associadas ao aumento na velocidade de convergência das regressões do primeiro estágio, à possibilidade de testar especificações do modelo com as variáveis transformadas, sem precisar lidar com os múltiplos efeitos fixos, e à redução da capacidade computacional necessária para grandes bancos de dados. Tais vantagens estão subjacentes, neste artigo, aos métodos denominados de condicionais (*absorbed*).

A coluna (III) apresenta os resultados da estimação pelo método de efeitos fixos,⁵ tradicional para modelos em painel. O estimador de efeitos fixos reconhece a existência de correlação entre a heterogeneidade individual não observada e os regressores do modelo, e permite eliminar o viés associado à omissão de tais efeitos específicos individuais (Wooldridge, 2002). Por sua vez, a identificação dos coeficientes dos efeitos de localização, por meio deste estimador, requer que exista mobilidade suficiente dos trabalhadores entre as RMs ou em direção a elas.

5. As variáveis que são fixas ou possuem variação constante no tempo, tais como a idade e o gênero do trabalhador, serão retiradas das especificações de estimação que incluem os efeitos fixos individuais.

Na coluna (IV), são apresentados os resultados da estimação condicional, quando são controlados (*absorbed*) apenas os efeitos fixos de indivíduos. A coluna (V), por sua vez, apresenta os resultados para o modelo que inclui apenas os efeitos de firmas. Ambos os modelos incluem os efeitos fixos de localização e as características observadas dos trabalhadores.

A coluna (VI) apresenta as estimativas obtidas por meio da transformação intratrabalhador-firma, como no método consistente de Abowd, Kramarz e Margolis (1999). A diferença em relação a Abowd, Kramarz e Margolis (*op. cit.*) é que eles usam a primeira diferença em vez de desvios da média. Nesta coluna, as unidades de análise são as combinações (*spells*) existentes de firma e trabalhador (*i, j*), a partir das quais é realizada a transformação *within group*, com o estimador de efeitos fixos. Dentro de cada *spell*, os efeitos fixos de firma e indivíduo não variam, de modo que a transformação *within* vai eliminar tais efeitos. Neste sentido, quaisquer variáveis que sejam constantes dentro de cada *spell* não serão identificadas (Andrews, Schank e Upward, 2006).

TABELA 3
Resultados das estimações econométricas da equação salarial (1995-2008)

Variáveis	Variável dependente: logaritmo natural do salário real ($\ln(w)$)					
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)
	POLS (<i>pooled</i> OLS)	Condicional efeito fixo individual primeiro ¹	Efeitos fixos	Intraindivíduo	Intrafirma ²	Consistente intraindivíduo-firma
Constante	5,2116*** (0,0068)	6,9228*** (0,0004)	6,8862*** (0,0028)	6,8862*** (0,0004)	5,7878*** (0,0003)	6,9308*** (0,0030)
Características do trabalhador						
<i>educ2</i>	0,2708*** (0,0033)	0,0335*** (0,0026)	0,0340*** (0,0027)	0,0340*** (0,0027)	0,0671*** (0,0026)	0,0399*** (0,0027)
<i>educ3</i>	0,7604*** (0,0033)	0,0541*** (0,0026)	0,0532*** (0,0027)	0,0532*** (0,0027)	0,3972*** (0,0026)	0,0642*** (0,0027)
<i>educ4</i>	1,4324*** (0,0033)	0,1507*** (0,0027)	0,1601*** (0,0028)	0,1601*** (0,0028)	0,9292*** (0,0026)	0,1544*** (0,0028)
<i>idade</i>	0,0610*** (0,0003)	-	-	-	0,0414*** (0,0002)	-
<i>idade2</i>	-0,0007*** (0,0000)	-	-	-	-0,0004*** (0,0000)	-
<i>exp</i>	0,0002*** (0,0000)	0,0007*** (0,0000)	0,0010*** (0,0000)	0,0010*** (0,0000)	0,0010*** (0,0000)	0,0004*** (0,0000)
<i>exp2</i>	0,0000*** (0,0000)	-0,0000*** (0,0000)	-0,0000*** (0,0000)	-0,0000*** (0,0000)	0,0000*** (0,0000)	-0,0000*** (0,0000)
<i>dsexo</i>	-0,5249*** (0,0007)	-	-	-	-0,2079*** (0,0006)	-

(Continua)

(Continuação)

Variável dependente: logaritmo natural do salário real ($\ln(w)$)						
Variáveis	(I) POLS (<i>pooled</i> OLS)	(II) Condicional efeito fixo individual primeiro ¹	(III) Efeitos fixos	(IV) Intraindividuo	(V) Intrafirma ²	(VI) Consistente intraindividuo-firma
Efeito de localização: RM						
1. Baixada Santista	0,3667*** (0,0034)	-0,0321*** (0,0123)	0,0170** (0,0075)	0,0170** (0,0075)	-0,0421** (0,0195)	-0,0310** (0,0121)
2. Belém	-0,1825*** (0,0027)	-0,0305* (0,0175)	-0,0161** (0,0075)	-0,0161** (0,0075)	-0,0658** (0,0278)	-0,0289* (0,0171)
3. Belo Horizonte	0,2832*** (0,0015)	0,0063 (0,0054)	0,0253*** (0,0033)	0,0253*** (0,0033)	-0,0064 (0,0085)	0,0065 (0,0053)
4. Campinas	0,5209*** (0,0025)	-0,0034 (0,0075)	0,0396*** (0,0042)	0,0396*** (0,0042)	-0,0183 (0,0117)	-0,0043 (0,0075)
5. Curitiba	0,2296*** (0,0018)	-0,0438*** (0,0097)	0,0749*** (0,0041)	0,0749*** (0,0041)	-0,0391*** (0,0148)	-0,0347*** (0,0096)
6. Florianópolis	0,1754*** (0,0027)	0,0040 (0,0191)	0,0733*** (0,0071)	0,0733*** (0,0071)	0,0068 (0,0300)	-0,0050 (0,0188)
7. Fortaleza	-0,2073*** (0,0023)	-0,0455*** (0,0100)	-0,0139** (0,0066)	-0,0139** (0,0066)	-0,0424*** (0,0159)	-0,0468*** (0,0098)
8. Goiânia	0,0334*** (0,0025)	-0,0255* (0,0131)	-0,0407*** (0,0072)	-0,0407*** (0,0072)	-0,0631*** (0,0210)	-0,0247* (0,0129)
9. João Pessoa	-0,7894*** (0,0032)	-0,0104 (0,0277)	0,0057 (0,0099)	0,0057 (0,0099)	0,0139 (0,0444)	-0,0123 (0,0269)
10. Londrina	0,0966*** (0,0043)	0,0112 (0,0233)	-0,0177* (0,0101)	-0,0177* (0,0101)	-0,0022 (0,0371)	0,0197 (0,0228)
11. Macapá	0,5833*** (0,0085)	0,0280 (0,0501)	0,1434*** (0,0216)	0,1434*** (0,0216)	0,0826 (0,0795)	-0,0024 (0,0523)
12. Maceió	-0,1372*** (0,0041)	0,0314** (0,0131)	0,0688*** (0,0101)	0,0688*** (0,0101)	-0,0047 (0,0212)	0,0360*** (0,0127)
13. Maringá	-0,0038 (0,0058)	-0,1170*** (0,0309)	-0,0770*** (0,0125)	-0,0770*** (0,0125)	-0,1042** (0,0491)	-0,0959*** (0,0304)
14. Natal	-0,1173*** (0,0050)	0,0188 (0,0199)	-0,0080 (0,0079)	-0,0080 (0,0079)	0,0365 (0,0319)	0,0096 (0,0195)
15. Norte/Nordeste Catarinense	0,4250*** (0,0056)	-0,0476** (0,0204)	0,0575*** (0,0112)	0,0575*** (0,0112)	-0,0501 (0,0313)	-0,0375* (0,0200)
16. Porto Alegre	0,2615*** (0,0017)	0,0744*** (0,0036)	0,0401*** (0,0030)	0,0401*** (0,0030)	0,0937*** (0,0057)	0,0738*** (0,0035)

(Continua)

(Continuação)

Variáveis	Variável dependente: logaritmo natural do salário real ($\ln(w)$)					
	(I)	(II)	(III)	(IV)	(V)	(VI)
	POLS (<i>pooled</i> OLS)	Condicional efeito fixo individual primeiro ¹	Efeitos fixos	Intraindividuo	Intrafirma ²	Consistente intraindividuo-firma
17. Recife	-0,0666*** (0,0026)	0,0230* (0,0119)	0,0235*** (0,0063)	0,0235*** (0,0063)	0,0369* (0,0189)	0,0245** (0,0117)
18. Rio de Janeiro	0,1914*** (0,0013)	-0,0210*** (0,0057)	0,0173*** (0,0029)	0,0173*** (0,0029)	-0,0008 (0,0088)	-0,0029 (0,0058)
19. Salvador	-0,0372*** (0,0020)	0,2384*** (0,0084)	0,1218*** (0,0049)	0,1218*** (0,0049)	0,2302*** (0,0130)	0,2426*** (0,0082)
20. São Luís	-0,1413*** (0,0035)	-0,1154*** (0,0087)	0,0143** (0,0064)	0,0143** (0,0064)	-0,3033*** (0,0140)	-0,0901*** (0,0087)
21. São Paulo	0,4239*** (0,0009)	0,0100*** (0,0031)	0,0419*** (0,0020)	0,0419*** (0,0020)	0,0192*** (0,0048)	0,0109*** (0,0031)
22. Vale do Aço	0,3838*** (0,0056)	0,0799*** (0,0303)	0,0014 (0,0144)	0,0014 (0,0144)	-0,0190 (0,0440)	0,0727** (0,0298)
23. Vale do Itajaí	0,2677*** (0,0049)	-0,0000 (0,0177)	0,0065 (0,0104)	0,0065 (0,0104)	0,0018 (0,0282)	0,0029 (0,0172)
24. Vitória	0,1288*** (0,0034)	0,0369** (0,0158)	-0,0015 (0,0076)	-0,0015 (0,0076)	0,0566** (0,0253)	0,0374** (0,0154)
<i>Dummies</i> de tempo	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
<i>Sorting</i>						
Efeito de indivíduo	-	Sim	Sim	Sim	-	-
Efeito de firma	-	Sim	-	-	Sim	-
Efeito indivíduo-firma	-	-	-	-	-	Sim
Observações	4.665.388	4.665.388	4.665.388	4.665.388	4.665.388	4.665.388
R^2	0,411	0,915	0,225	0,893	0,758	0,241
R^2 ajustado	0,411	0,906	0,165	0,885	0,751	0,131

Fonte: Rais-Migra/MTE.

Elaboração da autora.

Notas: ¹ O método condicional com efeitos de firma estimados primeiro gerou estimativas similares ao modelo com efeitos de indivíduos estimados primeiro, e ao modelo estimado com uma rotina alternativa (*azreg*⁶).² O método intrafirma gerou estimativas similares ao método de efeitos fixos de firmas.

Obs.: 1. O erro padrão encontra-se abaixo de cada estimativa, entre parênteses.

2. *, ** e *** = significativo a 5%, a 10% e a 1%, respectivamente.

6. Módulo do *software* Stata para estimar modelos de regressão linear com dois efeitos fixos, como em Abowd, Kramarz e Margolis (1999), desenvolvido por Ouazad (2008).

Todas as estimações incluíram os efeitos de localização e de tempo, variando somente na inclusão das características observadas dos trabalhadores e heterogeneidade não observada de trabalhador e firma. As características observadas dos trabalhadores formais foram estatisticamente significantes e apresentaram os sinais esperados de acordo com a literatura que lida com equações de salários. As estimativas da idade e experiência apresentaram efeitos positivos sobre os salários reais, porém de maneira não linear, sugerindo a tendência de os salários crescerem a taxas decrescentes com a idade e a experiência. As mulheres receberam salário real em média 52% abaixo dos salários reais dos homens. O retorno à educação, mensurado pelas variáveis *dummies* para os ciclos escolares, é reduzido significativamente após o controle dos efeitos fixos de firma, de trabalhador ou de ambos, em relação à categoria de referência (analfabetos). O retorno à educação variou entre 27% e 3,4% para o ensino fundamental, entre 76% e 3,9% para o ensino médio e entre 143% e 15% para o ensino superior.

Os resultados encontrados mostram que o efeito fixo de indivíduo foi mais relevante para explicar a variação dos salários reais, em logaritmo, do que o efeito de firma. Comparando o R^2 ajustado da coluna (IV) com o R^2 da coluna (V) é possível perceber que, considerando os mesmos controles em ambas as regressões, a inclusão da heterogeneidade individual não observada torna a regressão capaz de explicar cerca de 88% da variação de salários reais do trabalho formal no Brasil, enquanto 75% dessa variação seria explicada na regressão que inclui somente os efeitos de firma. A inclusão de ambas as heterogeneidades não observadas, de firma e trabalhador, dados os demais controles, responde por cerca de 91% da variação de salários reais, conforme R^2 da coluna (II). A especificação da coluna (I), que desconsidera os efeitos fixos de firma e trabalhador, explica somente 41% da variação salarial real, o que sugere a importância das heterogeneidades não observadas sobre os diferenciais salariais.

As especificações que controlam apenas os efeitos individuais explicaram entre 16% e 88% da variação salarial individual, enquanto a especificação que inclui apenas os efeitos de firma explicou 75% da mesma variação. No estudo de Abowd, Kramarz e Margolis (1999) os componentes individuais também mostraram maior contribuição para explicar os diferenciais de salários individuais da França do que os efeitos de firma. Por sua vez, de acordo com o trabalho, os resultados do método condicional com efeito individual estimado primeiro e do método consistente explicaram 77% e 84%, respectivamente, da variação de salários individuais da França. Por sua vez, a evidência deste artigo para o Brasil explica uma parcela maior da variação de salários individuais do que o estudo para a França, com o método condicional, correspondendo a 91% da variação salarial. Isso pode sugerir que os efeitos não observados individuais são mais importantes para a determinação

de salários do Brasil e podem obter maior remuneração no mercado de trabalho desse país em comparação com a França.

O método condicional que inclui os efeitos fixos de indivíduo e firma, descrito na coluna (II), apresentou estimativas muito similares ao método de efeitos fixos intratrabalhador-firma, da coluna (VI). A variação do R^2 entre as colunas é explicada pela forma com a qual cada método estima os efeitos fixos. O resultado pode sugerir que ambos os métodos seriam capazes de identificar estimativas similares dos parâmetros subjacentes aos modelos. Por sua vez, o método de efeitos fixos de indivíduo e o método condicional intraindivíduo, apresentados nas regressões das colunas (III) e (IV), respectivamente, encontraram estimativas idênticas. Portanto, os métodos condicionais devem encontrar estimativas iguais às do método de efeitos fixos tradicional, mas podem ser adotados para incluir simultaneamente um grupo maior de efeitos fixos.

A estimação dos efeitos fixos de localização assumiu os municípios que não pertenciam a alguma das 24 RMs como a categoria de referência. Analisando os resultados encontrados para os efeitos de localização nas RMs do Brasil, é possível perceber que oito entre as 24 RMs apresentaram estimativas significantes e sem variações na direção (sinal) do efeito, em todos os métodos que controlam a heterogeneidade não observada de firma ou de trabalhador. São essas as RMs de Maringá (-7,7% a -11,7%), de Goiânia (-2,5% a -6,3%), de Belém (-1,6% a -6,6%), de Fortaleza (-1,4% a -4,7%), de São Paulo (1% a 4,2%), do Recife (2,3% a 3,7%), de Porto Alegre (4% a 9,4%) e de Salvador (12,2% a 24,3%).

A estimação por POLS encontrou um prêmio salarial urbano em quinze RMs: Macapá (58,3%), Campinas (52,1%), Norte/Nordeste Catarinense (42,5%), São Paulo (42,4%), Vale do Aço (38,4%), Baixada Santista (36,7%), Belo Horizonte (28,3%), Vale do Itajaí (26,8%), Porto Alegre (26,1%), Curitiba (22,9%), Rio de Janeiro (19,1%), Florianópolis (17,5%), Vitória (12,9%), Londrina (9,7%) e Goiânia (3,3%). No modelo que obteve o melhor desempenho na explicação da variação salarial, o qual controla os efeitos de firma e trabalhador – coluna (II) –, apenas sete RMs apresentaram prêmio salarial urbano: Salvador (23,8%), Vale do Aço (7,9%), Porto Alegre (7,4%), Vitória (3,7%), Maceió (3,1%), Recife (2,3%) e São Paulo (1%). Portanto, após considerar a heterogeneidade não observada de firmas e trabalhadores, o aparente prêmio salarial urbano desapareceu em nove RMs do Sul e do Sudeste e na RM de Macapá, e sua magnitude foi significativamente reduzida em três RMs do Sudeste e uma do Sul. Os resultados sugerem que grande parte dos efeitos positivos de localização sobre os salários reais, em áreas urbanas densas, resulta da heterogeneidade não observada de firmas e trabalhadores formais, particularmente no Sul e no Sudeste do Brasil.

4.2 Diferenciais salariais entre RMs: decomposição dos efeitos fixos de localização

Na tabela 4 são apresentados os resultados que permitem decompor os efeitos fixos de localização em componentes associados às heterogeneidades não observadas de trabalhadores e firmas, tal como proposto por Abowd, Kramarz e Margolis (1999) para os diferenciais salariais entre setores na França. Para decompor os efeitos de localização entre efeitos de firma e de trabalhador foi necessário estimar cada efeito a partir da equação de salários individuais, utilizando as mesmas variáveis observadas em cada regressão. Nesse sentido, os efeitos fixos de localização foram estimados pelo método POLS a partir da equação de salários individuais sem a inclusão dos efeitos de firma e indivíduo, controlando apenas as *dummies* de educação, a experiência e os efeitos de tempo. Do mesmo modo, os efeitos fixos de indivíduos e firmas foram estimados simultaneamente pelo método condicional a partir da equação salarial, considerando o mesmo grupo de controles utilizados na estimação dos efeitos de localização e os incluindo.

TABELA 4
Resultados da decomposição dos efeitos de localização

Efeito fixo de RM	(I) $\hat{\alpha}$	(II) $\hat{\alpha}$	(III) $\hat{\alpha}$	(IV) $\hat{\alpha}$	(V) $\hat{\alpha}$	(VI) $\hat{\alpha}$
Média ($\hat{\theta}$)	0,0789 (0,1262)	-	0,6865*** (0,0533)	0,7429*** (0,1198)	-	0,7808*** (0,0566)
Média ($\hat{\gamma}$)	-	1,1450*** (0,0370)	1,2594*** (0,0313)	-	1,1723*** (0,0450)	1,1822*** (0,0356)
Norte	-0,1747*** (0,0491)	-0,1674*** (0,0228)	-0,0674*** (0,0201)	0,0458 (0,0451)	-0,1743*** (0,0237)	-0,0303 (0,0214)
Nordeste	-0,5646*** (0,0388)	-0,1833*** (0,0199)	-0,0125 (0,0209)	-0,3364*** (0,0379)	-0,1797*** (0,0202)	-0,0011 (0,0205)
Sul	-0,1477*** (0,0304)	-0,0207 (0,0157)	-0,0016 (0,0129)	-0,1700*** (0,0255)	-0,0160 (0,0163)	-0,0150 (0,0129)
Centro-Oeste	-0,3585*** (0,0616)	-0,0706** (0,0318)	0,0108 (0,0266)	-0,1561*** (0,0543)	-0,0725** (0,0319)	0,0283 (0,0262)
Setor público	-	-	-	-0,1935*** (0,0165)	0,0113 (0,0106)	-0,0383*** (0,0091)
<i>Dummies</i> de tempo	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
Constante	0,3474*** (0,0496)	0,2283*** (0,0239)	0,1303*** (0,0208)	0,9030*** (0,0630)	0,1882*** (0,0446)	0,2537*** (0,0356)
Observações	336	336	336	336	336	336
R^2	0,557	0,890	0,928	0,691	0,890	0,931
R^2 ajustado	0,532	0,883	0,923	0,673	0,883	0,927

Fonte: Rais-Migra/MTE.

Elaboração da autora.

Obs.: 1. O erro-padrão encontra-se abaixo de cada estimativa, entre parênteses.

2. *, ** e *** = significativo a 5%, a 10% e a 1%, respectivamente.

O painel utilizado para a decomposição estatística é construído a partir das 24 RMs do Brasil, ao longo do período de análise. Todas as estimações da tabela 4 foram realizadas por meio do método POLS de painel. Para a decomposição, foram obtidos os efeitos fixos médios locais dos indivíduos e das firmas. O modelo de decomposição incluiu, ainda, variáveis *dummies* para as macrorregiões do Brasil, para lidar com as significativas diversidades produtivas regionais existentes no país. A categoria de referência foi a região Sudeste, considerada a mais dinâmica do país.

Todas as especificações da tabela 4 controlam os efeitos temporais, sendo o ano de 1995 o período de referência. A coluna (I) da tabela apresenta a regressão dos efeitos fixos de localização em RMs ($\hat{\alpha}$) sobre os efeitos individuais médios por RMs ($\hat{\theta}$), além dos controles indicados. A coluna (II) inclui apenas os efeitos médios de firma ($\hat{\gamma}$), além dos controles considerados. Por fim, a coluna (III) decompõe os efeitos de localização em efeitos médios de trabalhador e firma, controlando as diferenças regionais e temporais existentes entre as RMs no período considerado.

Os resultados mostram que as heterogeneidades não observadas das firmas e dos trabalhadores formais respondem estatisticamente por quase toda a variação dos efeitos de localização em RMs, conforme R^2 ajustado de 92% na coluna (III) da tabela 4. Estes resultados sugerem que praticamente todos os ganhos salariais atribuídos à localização em áreas urbanas densas podem decorrer de características específicas e não observadas das firmas e dos trabalhadores concentrados nessas áreas. Os efeitos residuais que ainda restaram, em torno de 8%, poderiam resultar dos atributos locais associados às aglomerações urbanas.

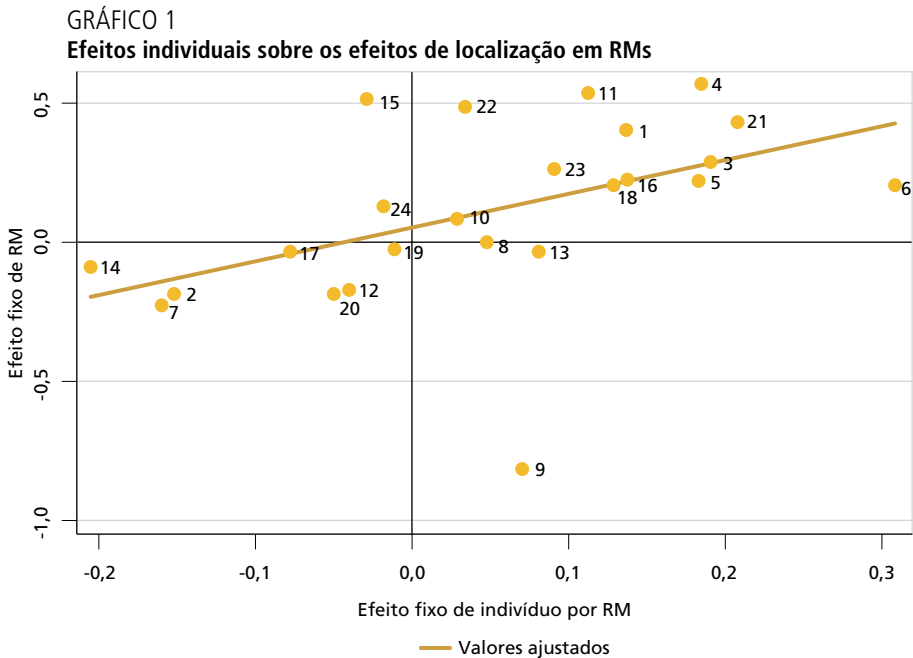
A avaliação da importância relativa dos efeitos fixos sugere que as heterogeneidades de firmas mostraram-se mais relevantes para explicar os diferenciais salariais no mercado formal entre as RMs do que as heterogeneidades individuais. Os efeitos de firma explicaram cerca de 88% da variação dos efeitos de localização sobre os salários, conforme R^2 ajustado da coluna (II) da tabela 4. Por sua vez, os efeitos fixos dos trabalhadores explicaram 53% da variação dos efeitos de localização em RMs, conforme R^2 ajustado da coluna (I). No entanto, vale ressaltar que ambos respondem separadamente por proporções bastante altas da variação salarial entre RMs, medida pelos seus efeitos de localização. Neste aspecto, a importância relativa dos efeitos fixos dos trabalhadores não pode ser reduzida.

No estudo de Abowd, Kramarz e Margolis (1999), sobre a decomposição dos diferenciais salariais entre setores da França, os componentes individuais apresentaram maior poder explicativo (90%) do que os componentes de firma (7%-25%). Ambos os componentes explicaram entre 85% e 96% do diferencial setorial de salários. Por sua vez, considerando a aplicação da decomposição para os diferenciais de salários entre localizações do Brasil, este artigo encontrou evidências

de maior contribuição dos efeitos de firma, embora o estudo de Abowd, Kramarz e Margolis (*op. cit.*) tenha focado os diferenciais entre setores.

Por outro lado, é possível que a presença do setor público no banco de dados explique o maior poder explicativo dos efeitos de firma em relação aos efeitos individuais. Abowd, Kramarz e Margolis (1999) excluíram o setor público em sua análise para a França. Em geral, os salários reais médios do setor público do Brasil estão acima dos salários privados (Braga, Firpo e Gonzaga, 2009). Isso pode ocorrer já que a determinação salarial no setor público não segue os critérios de mercado. Nesse sentido, as áreas com maior parcela de empregos públicos podem apresentar um diferencial de salários maior associado às firmas. Desse modo, os resultados nas colunas (IV), (V) e (VI) incluem uma *dummy* para controlar a proporção de empregos no setor público em cada RM na amostra. O controle da proporção de empregos públicos locais reduziu a diferença entre o poder explicativo dos efeitos de firma (88%) e de indivíduo (67%), mas o componente não observado das firmas ainda exerceu maior contribuição para explicar os diferenciais salariais das RMs.

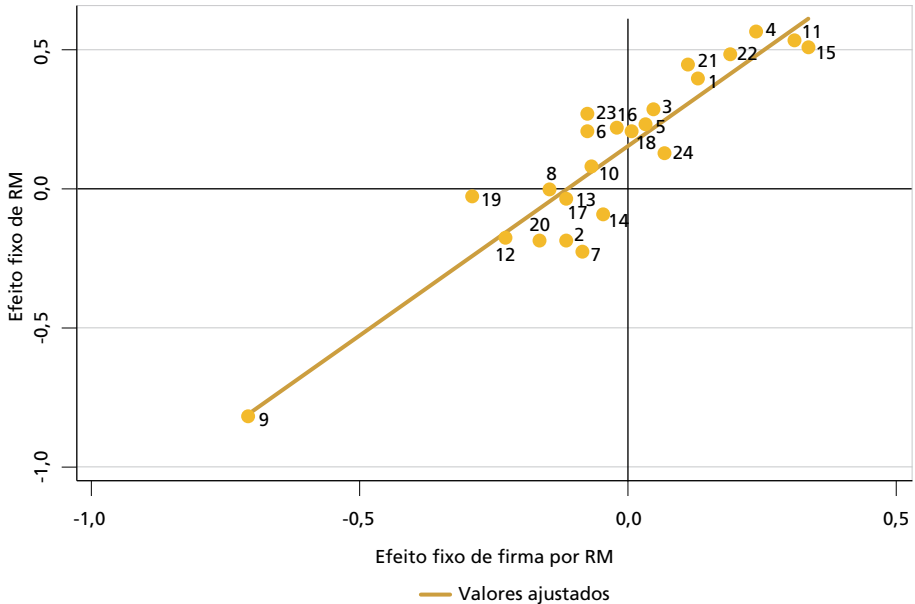
Os gráficos 1 e 2 mostram a força da relação entre os componentes não observados dos indivíduos e das firmas e os efeitos de localização nas RMs.



Elaboração da autora.

GRÁFICO 2

Efeitos de firmas sobre os efeitos de localização em RMs



Elaboração da autora.

Os gráficos apresentam a relação entre os efeitos fixos médios de trabalhador e firma e os efeitos de localização das RMs, sem controlar as variáveis regionais e temporais incluídas nas regressões. Um ajuste linear entre as variáveis é incluído nos gráficos. Com base neles, é possível perceber que os efeitos de firma possuem uma relação mais forte com os efeitos de localização do que os efeitos de trabalhadores. Essas evidências são compatíveis com os resultados encontrados na decomposição dos efeitos de localização.

Os resultados gerais encontrados neste artigo mostraram que, embora os efeitos fixos individuais sejam os componentes mais importantes para explicar a variação dos salários reais do trabalhador formal do Brasil, entre 1995 e 2008, tais efeitos apresentaram menor contribuição relativa em comparação com os efeitos de firma para explicar a variação salarial associada à localização em RMs. No entanto, ambos os componentes relacionados à heterogeneidade não observada de firma e indivíduos possuem um peso substancial para explicar a variação de salários e dos efeitos de localização. A decomposição estatística mostrou que apenas 8% da variação salarial entre as áreas metropolitanas pode ser explicada por fatores específicos locais, enquanto os componentes específicos de firma e indivíduo explicam quase todo o diferencial de salários locais no período de análise.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo deste artigo foi avaliar a contribuição da heterogeneidade não observada de firma e indivíduo para os efeitos de localização sobre os salários e para a variação salarial do trabalhador formal do Brasil. O referencial teórico mostrou que os efeitos positivos da aglomeração urbana sobre os salários podem ser confundidos com a concentração de trabalhadores e firmas mais produtivos nos grandes centros urbanos, caracterizando um processo de *sorting* entre localizações.

Para encontrar a contribuição dos efeitos de firma e trabalhador sobre os salários reais e sobre os efeitos de localização foram estimadas equações de salários com as características observadas dos trabalhadores e os efeitos fixos de localização, trabalhador e firma. A estratégia empírica recorreu aos métodos e avanços da literatura recente em economia do trabalho, para lidar com múltiplos efeitos fixos em grandes bancos de microdados pareados de trabalhador-firma, baseados no estudo de Abowd, Kramarz e Margolis (1999).

Os resultados mostraram que as características observadas dos trabalhadores formais, os efeitos temporais e os efeitos de localização em RMs explicavam 41% da variação de salários reais dos indivíduos. A inclusão da heterogeneidade não observada de trabalhadores e firmas ampliou a variação explicada de salários reais para 91%. Os resultados das estimações considerando somente os efeitos de indivíduos (*absorbed*) conseguiram explicar cerca de 88% da variação de salários, enquanto a estimação considerando somente os efeitos não observados de firma foi capaz de explicar cerca de 75% de tal variação, dados os mesmos controles observados em ambas as regressões.

A estimação pelo modelo POLS encontrou um prêmio salarial urbano em quinze RMs. Após controlar os efeitos de firma e trabalhador, apenas sete RMs apresentaram prêmio salarial urbano. Ao considerar a heterogeneidade não observada de firmas e trabalhadores, o aparente prêmio salarial urbano desapareceu em dez RMs, e sua magnitude foi significativamente reduzida em quatro RMs. As evidências indicaram que grande parte dos efeitos positivos de localização, em áreas urbanas densas, sobre os salários reais do trabalhador, resultava da heterogeneidade não observada das firmas e dos trabalhadores dessas áreas, particularmente no Sul e no Sudeste do Brasil.

As estimativas dos efeitos fixos de localização das RMs foram explicadas quase inteiramente (92%) pelos efeitos fixos de trabalhadores e firmas, controlando para as diferenças entre as macrorregiões e os efeitos de tempo. Os resultados sugerem que uma grande parcela dos diferenciais salariais atribuídos à localização em aglomerações urbanas decorre das heterogeneidades não observadas das suas firmas e dos seus trabalhadores. Por sua vez, os efeitos residuais, em torno de 8%, podem resultar dos atributos locais associados às aglomerações urbanas. No entanto, as heterogeneidades

de firmas foram relativamente mais relevantes para os diferenciais salariais entre as RMs no mercado de trabalho formal do Brasil. Os efeitos de firma explicaram cerca de 88% da variação dos efeitos de localização, enquanto os efeitos fixos dos trabalhadores formais explicaram cerca de 53% dessa variação.

O estudo de Abowd, Kramarz e Margolis (1999) para a França encontrou maior poder explicativo dos efeitos individuais para a variação salarial entre os setores, excluindo o setor público. Embora o presente estudo não tenha buscado decompor os diferenciais de salários setoriais, mas os diferenciais de localização, é possível que a presença do setor público nos dados do Brasil explique a maior importância relativa dos efeitos de firma. No entanto, a inclusão de uma variável de controle para a proporção de empregos públicos reduziu a diferença entre as contribuições dos componentes de indivíduos e firmas, mas os efeitos de firma permaneceram com maior poder explicativo.

Portanto, as evidências encontradas neste artigo, para o mercado de trabalho formal do Brasil, entre 1995 e 2008, mostraram que as heterogeneidades não observadas de firmas e trabalhadores são componentes fundamentais na determinação dos salários reais dos indivíduos e respondem por grande parcela dos efeitos de localização sobre os salários. Os efeitos fixos individuais foram mais importantes para explicar a variação dos salários reais individuais, mas relativamente menos relevantes do que os efeitos de firma para explicar os diferenciais salariais de localização em RMs. No entanto, ambos os efeitos de firma e trabalhador responderam por parcelas estatisticamente substanciais da variação de salários individuais e por localização em áreas de aglomeração urbana.

REFERÊNCIAS

- ABOWD, J. M. *et al.* The relative importance of employer and employee effects on compensation: a comparison of France and the United States. **Journal of the Japanese and International Economies**, v. 15, n. 4, p. 419-436, 2001.
- ABOWD, J. M.; CREECY, R. H.; KRAMARZ, F. **Computing person and firm effects using linked longitudinal employer-employee data**. Maryland: US Census Bureau, 2002. (Longitudinal Employer-Household Dynamics Technical Papers, n. TP-2002-06). Disponível em: <<https://goo.gl/G5jGgy>>. Acesso em: 6 jan. 2015.
- ABOWD, J. M.; KRAMARZ, F.; MARGOLIS, D. N. High wage workers and high wage firms. **Econometrica**, v. 67, n. 2, p. 251-333, 1999.
- ANDREWS, M.; SCHANK, T.; UPWARD, R. Practical fixed-effects estimation methods for the three-way error-components model. **The Stata Journal**, v. 6, n. 4, p. 461-481, 2006.

BRAGA, B. G.; FIRPO, S.; GONZAGA, G. Escolaridade e diferencial de rendimentos entre o setor privado e o setor público no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 39, n. 3, p. 431-464, dez. 2009.

BRASIL. Ministério do Trabalho e Emprego. **Microdados da Relação Anual de Informações Sociais (Rais)**. Brasília: MTE, 1990.

_____. _____. **Microdados da Relação Anual de Informações Sociais (Rais)**. Brasília: MTE, 1997.

CAMPOS, F. M.; SILVEIRA NETO, R. M. A importância da dimensão do mercado de trabalho para os diferenciais de participação e salários entre gêneros: uma análise empírica para os centros urbanos brasileiros. *In*: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA, 37., Foz do Iguaçu, 2009. **Anais...** Foz do Iguaçu: Anpec, 2009.

COMBES, P-P. *et al.* Sorting and local wage and skill distributions in France. **Journal of Regional Science and Urban Economics**, n. 42, p. 913-930, 2012.

COMBES, P-P.; DURANTON, G.; GOBILLON, L. Spatial wage disparities: sorting matters. **Journal of Urban Economics**, n. 63, p. 723-742, 2008.

CORREIA, S. **Explanation of the HDFE iteration with 3 FEs**. Boston: Boston College, 2014. Disponível em: <<https://goo.gl/3vJ7KE>>. Acesso em: 3 jan. 2015.

ENTORE, H.; GOLLAC, M.; KRAMARZ, F. New technologies, wages, and worker selection. **Journal of Labor Economics**, v. 17, n. 3, p. 464-491, 1999.

FREGUGLIA, R. S. **Efeitos da migração sobre os salários no Brasil**. 2007. Tese (Doutorado em Economia) – Universidade de São Paulo, São Paulo, 2007.

FREGUGLIA, R. S.; MENEZES-FILHO, N. A. **Inter-regional wage differentials with individual heterogeneity**: evidence from Brazil. São Paulo: Insper, 2011. (Insper Working Paper, n. 231). Disponível em: <<https://goo.gl/fScYc2>>. Acesso em: 14 dez. 2011.

GAURE, S. OLS with multiple high dimensional category variables. **Computational Statistics and Data Analysis**, v. 66, p. 8-18, 2013.

GLAESER, E.; MARÉ, D. **Cities and skills**. Massachusetts: NBER, 1994. (NBER Working Papers, n. 4728).

_____; _____. Cities and skills. **Journal of Labor Economics**, v. 19, n. 2, p. 316-342, 2001.

GOUX, D.; MAURIN, E. Persistence of interindustry wage differentials: a reexamination using matched worker-firm panel data. **Journal of Labor Economics**, v. 17, n. 3, p. 492-533, 1999.

GUIMARÃES, P.; PORTUGAL, P. A simple feasible alternative procedure to estimate models with high-dimensional fixed effects. **The Stata Journal**, v. 10, n. 4, p. 628-649, 2010.

HALFDANARSON, B.; HEUERMAN, D. F.; SÜDEKUM, J. **Human capital externalities and the urban wage premium: two literatures and their interrelations**. Bonn: IZA, 2008. (IZA Discussion Paper, n. 3493).

LEONARD, J. S.; VAN AUDENRODE, M. **Persistence of firm and individual wage components**. Berkeley: University of California, 1996. Disponível em: <<https://goo.gl/vvKvDM>>. Acesso em: 14 jan. 2015.

MCCAFFREY, D. F. *et al.* A review of Stata routines for fixed effects estimation in normal linear models. **The Stata Journal**, v. 12, n. 3, p. 406-432, 2012.

MENEZES-FILHO, N. A.; MUENDLER, M. A.; RAMEY, G. The structure of worker compensation in Brazil, with a comparison to France and the United States. **Review of Economics and Statistics**, v. 90, n. 2, p. 324-346, 2008.

MINCER, J. **Schooling, experience, and earnings**. New York: Columbia University Press, 1974.

MITTAG, N. **New methods to estimate models with large sets of fixed effects with an application to matched employer-employee data from Germany**. Berlin: FDZ, 2012. (FDZ-Methodenreport, n. 1) Disponível em: <<https://goo.gl/aPWHPq>>. Acesso em: 3 jan. 2015.

OUAZAD, A. **A2REG: Stata module to estimate models with two fixed effects**. Boston: Boston College, 2008. Disponível em: <<https://goo.gl/QN8B69>>. Acesso em: 13 jul. 2018.

PUGA, D. The magnitude and causes of agglomeration economies. **Journal of Regional Science**, v. 50, n. 1, p. 203-219, 2010.

ROCHA, R. M.; SILVEIRA NETO, R. M.; GOMES, S. M. F. P. O. Maiores cidades, maiores habilidades produtivas: ganhos de aglomeração ou atração de habilitados? Uma análise para as cidades brasileiras. *In*: ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA, 16., Fortaleza, 2011. **Anais...** Fortaleza: Anpec, 2011.

SERVO, L.; AZZONI, C. Education, cost of living and regional wage inequality in Brazil. **Papers in Regional Science**, v. 81, n. 2, p. 157-175, 2002.

SILVA, D. L. G.; SANTOS, G. F.; FREGUGLIA, R. S. Distribuição espacial dos efeitos de aglomeração sobre os retornos à educação no Brasil entre 1995 e 2008. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 46, n. 2, p. 7-46, 2016.

SILVEIRA NETO, R.; AZZONI, C. Disparidades regionais de renda no Brasil: qual o papel das amenidades? *In*: ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA, 9., 2004, Fortaleza. **Anais...** Fortaleza: Anpec Nordeste, 2004.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric analysis of cross section and panel data.** Cambridge: MIT, 2002.

APÊNDICE

ALGORITMO DE ITERAÇÃO DE PONTO FIXO

Correia (2014) desenvolveu um algoritmo implementável no *software* Stata para estimar a solução proposta por Guimarães e Portugal (2010) para os modelos com múltiplos efeitos fixos. O estudo assume a seguinte especificação geral:

$$y = X\beta + D_1\alpha_1 + D_2\alpha_2 + D_3\alpha_3 + \epsilon, \quad (1A)$$

onde D_i são as variáveis indicadoras e α_i os efeitos fixos correspondentes. A estratégia de iteração de ponto fixo é aplicada alternando-se entre a estimação de β e α_i nas equações de solução:

$$\begin{aligned} \beta &= (X'X)^{-1}X'(y - D_1\alpha_1 - D_2\alpha_2 - D_3\alpha_3), \\ \alpha_1 &= (D_1'D_1)^{-1}D_1'(y - X\beta - D_2\alpha_2 - D_3\alpha_3), \\ \alpha_2 &= (D_2'D_2)^{-1}D_2'(y - X\beta - D_1\alpha_1 - D_3\alpha_3), \\ \alpha_3 &= (D_3'D_3)^{-1}D_3'(y - X\beta - D_1\alpha_1 - D_2\alpha_2). \end{aligned} \quad (2A)$$

onde $(D_i'D_i)^{-1}D_i'$ é obtido como uma média de grupos dos resíduos da regressão de y sobre X . A estimação de β seria dada pela regressão de y (transformado) sobre X . No entanto, a implementação mantém y como variável dependente e inclui $D_i\alpha$ como covariada. Quando o procedimento de estimação converge, o vetor $D_i\alpha$ deve conter as estimativas dos coeficientes das variáveis indicadoras. Definindo $Z_2 := D_2 \hat{\alpha}_2$ e $Z_3 := D_3 \hat{\alpha}_3$ e supondo valores para a iteração, o procedimento desenvolvido por Correia (2014) é dado como:

- a) calcula $P_1 y$ e $\tilde{y} := M_1 y$;
- b) inicia com $Z_2^{(0)} = Z_3^{(0)} = 0$;
- c) até a convergência de Z_2 e Z_3 , são definidos:
 - $Z_2^{(n)} = P_2 \left[\tilde{y} + P_1 \left(Z_2^{(n-1)} + Z_3^{(n-1)} \right) - Z_3^{(n-1)} \right]$;
 - $Z_3^{(n)} = P_3 \left[\tilde{y} + P_1 \left(Z_2^{(n)} + Z_3^{(n-1)} \right) - Z_2^{(n)} \right]$.
- d) calcula $Z_1 = P_1 (y - Z_2 - Z_3)$ e, com ele, computa $y^* = y - Z_1 - Z_2 - Z_3$;
- e) após repetir os estágios de (a) a (d) para cada variável, efetua a regressão das variáveis transformadas para obter $\hat{\beta}: y^* = X^* \hat{\beta} + e$;

- f) para obter os efeitos fixos, utiliza $y = X\hat{\beta} + Z_1 + Z_2 + Z_3 + e$, com $\hat{\beta}$ e e do estágio (e). Computa $\tilde{e} := y - X\hat{\beta} = Z_1 + Z_2 + Z_3 + e$ e aplica o estágio anterior para obter Z_1 , Z_2 e Z_3 .

RENDA INTERNA BRUTA REAL, GANHOS DE COMÉRCIO E TERMOS DE TROCA NO BRASIL DE 1948 A 2016¹

Estêvão Kopschitz Xavier Bastos²

Pedro Américo³

Neste trabalho calcula-se, para o Brasil, o agregado macroeconômico renda interna bruta real (RIBR) e os ganhos de comércio (GCs) advindos de mudanças nos termos de troca, no período de 1948 a 2016, segundo metodologia proposta no Manual de Contas Nacionais 2008⁴ (European Commission *et al.*, 2009). A RIBR equivale à soma do produto interno bruto real (PIBR) com os GCs, e inclui, portanto, efeitos das variações nos termos de troca que não são capturados pelo PIBR. Este cálculo é recomendado pelas convenções internacionais de contas nacionais, mas não é realizado no Brasil desde 1990, só existindo dados oficiais para o período 1970-1989. Em alguns períodos, e mesmo em anos isolados, a diferença encontrada entre as duas medidas foi significativa. Por exemplo: de 1974 a 1990, a RIBR cresceu 7,3% menos do que o PIBR; de 1991 a 1996, ela cresceu 2,7% a mais do que o PIBR; de 2005 a 2011, cresceu 3,3% a mais do que o PIBR. Nesse último período, apenas em 2010, a diferença favorável à RIBR foi de 1,8%. De 2012 a 2016, a sua variação foi 2,6% inferior à do PIBR. Esses resultados foram obtidos usando-se como deflator para a balança de bens e serviços o deflator da absorção interna. São apresentados também, comparativamente, resultados obtidos com o uso do deflator das importações e com a média entre o deflator das exportações e o das importações.

Palavras-chave: termos de troca; ganhos de comércio; renda interna bruta real.

REAL GROSS DOMESTIC INCOME, TRADING GAINS AND TERMS OF TRADE IN BRAZIL FROM 1948 TO 2016

In this paper, we calculate for Brazil the macroeconomic aggregate called real gross domestic income (RGDI) and trading gains resulting from terms of trade changes, from 1948 to 2016. RGDI equals real gross domestic product (RGDP) plus trading gains, thus incorporating terms of trade change effects that are not captured by RGDP. The international conventions highly recommend that RGDI be an integral part of the System of National Accounts, but it is not calculated in Brazil since 1990 (there are official data for the period 1970-1989). In some periods, and even in isolated years, the two measures differed significantly. For example, from 1974 to 1990, RGDI grew 7,3% less than RGDP; from 1991 to 1996, RGDI grew 2,7% more than RGDP; and from 2005 to 2011, RGDI grew 3,3% more than RGDP. In 2010 only, RGDI grew 1,8% more than RGDP. From 2012 to 2016, the variation of RGDI was 2,6% less than that of RGDP. These results were obtained using the domestic absorption deflator to deflate the balance of

1. Os autores agradecem a colaboração de José Bruno Ramos Torres Fevereiro e Beatriz Cordeiro Araujo, bolsistas assistentes de pesquisa do Ipea, bem como os comentários de Fernando José S. P. Ribeiro, Marco Antônio F. de H. Cavalcanti e Paulo Mansur Levy, todos do Ipea, feitos em reuniões no instituto. Fernando José S. P. Ribeiro e Marcelo Nonnenberg (também do Ipea) revisaram a versão inicial, contribuindo com relevantes comentários e sugestões. As eventuais falhas são de responsabilidade dos autores. Os autores também agradecem os comentários do parecerista anônimo.

2. Técnico de planejamento e pesquisa na Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) do Ipea. *E-mail:* <estevao.bastos@ipea.gov.br>.

3. Doutorando em economia pela Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro (PUC-Rio). *E-mail:* <pdramericom@gmail.com>.

4. Conhecido como SNA 2008, do inglês System of National Accounts.

goods and services. The text presents also results with the use of two other deflators, the imports deflator and an average between export and import deflators.

Keywords: terms of trade; trading gains; real gross domestic income.

JEL: E01.

1 INTRODUÇÃO

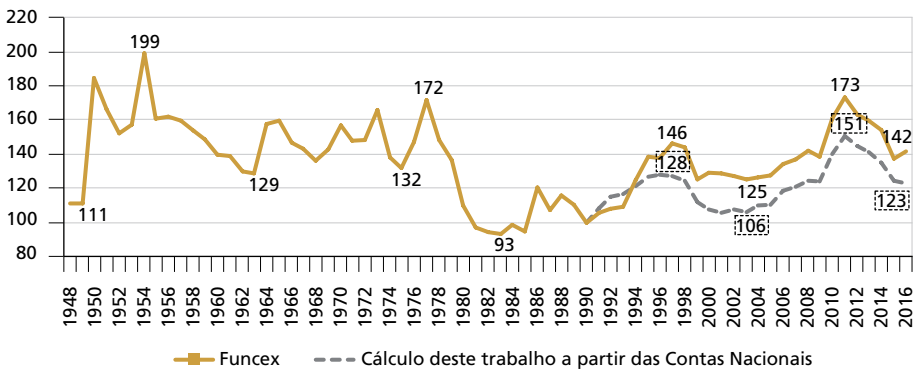
Os termos de troca são definidos como a relação entre os preços das exportações do país (P_X) e os das suas importações (P_M). Uma melhoria nos termos de troca – isto é, um aumento na razão P_X/P_M –, tudo o mais constante, aumenta a renda real. Permite, por exemplo, que, com as mesmas exportações, se possa importar mais. Mas esse benefício não é captado pelo crescimento do produto interno bruto real (PIBR). O agregado macroeconômico cujo crescimento capta este efeito é a renda interna bruta real (RIBR). A diferença entre a RIBR e o PIBR são os ganhos de comércio (GCs). Diversos países calculam a RIBR em suas Contas Nacionais, como recomendado pela Organização das Nações Unidas (ONU). O Manual de Contas Nacionais 2008 (European Commission *et al.*, 2009, p. 4) observa que o crescimento do produto interno bruto (PIB) em volume e o da renda real de uma economia não são os mesmos por causa dos ganhos e das perdas de comércio resultantes de mudanças nos termos de troca internacionais. O crescimento do PIBR subestima o da RIBR quando os termos de troca melhoram. Nem o PIBR nem a RIBR são medidas de bem-estar, mas a RIBR aproxima-se mais dessa medida porque afere o poder de compra, enquanto o PIBR refere-se à produção. A diferença entre esses dois conceitos é relevante para serem analisadas as fases em que há significativas mudanças nos termos de troca. No Brasil, existe o cálculo feito pelo órgão responsável pelas Contas Nacionais de 1970 a 1989, mas, de 1990 em diante, a RIBR deixou de ser calculada. O objetivo deste trabalho é calcular os GCs e a RIBR para o Brasil de 1948 a 2016.

O gráfico 1 mostra a evolução dos termos de troca do Brasil de 1947 a 2016 em duas medidas: a usada neste trabalho, obtida a partir das Contas Nacionais, e a divulgada pela Fundação Centro de Estudos do Comércio Exterior (Funcex).⁵ É possível observar que os termos de troca sofreram grandes variações em períodos curtos. Por exemplo, entre 1949 e 1963, subiram 79% nos primeiros cinco anos, caindo, em seguida, 35%, até 1963. Entre 1977 e 1981, a queda foi de 44%. Do início dos anos 1980 até os dias atuais, há um longo processo de recuperação, com fortes oscilações. Destacam-se os crescimentos de 34% de 1993 a 1997, pela Funcex, e de 28% entre 1990 e 1996, pelas Contas Nacionais; e de 36% entre 2005 e 2011 (Funcex) ou de 42% entre 2003 e 2011 (Contas Nacionais). Neste último período, somente entre 2009 e 2011 o crescimento

5. Note-se que os dados da Funcex referem-se apenas ao comércio exterior de bens, ao passo que as Contas Nacionais consideram o comércio exterior de bens e de serviços.

foi de 25%, pela Funcex, e de 21%, pelas Contas Nacionais. O movimento mais recente foi de queda: em 2016, os termos de troca estavam 18% mais baixos do que em 2011, tanto pela Funcex quanto pelas Contas Nacionais.

GRÁFICO 1
Termos de troca (P_X/P_M) no Brasil (1948-2016)
(1990 = 100)



Fonte: Funcex (Ipeadata).

Elaboração dos autores.

Obs.: Nas Contas Nacionais, só é possível calcular os termos de troca a partir de 1991.

Em termos nominais, o PIB e a RIB são conceitualmente idênticos. Porém, como o comércio internacional permite aos residentes de um país consumirem cesta de mercadorias diferente daquela que é por eles produzida, o índice de preços do PIB não é o deflator correto para se medir o poder de compra da RIB. A diferença conceitual entre renda real e produto real leva à necessidade de se deflacionar a renda por índice de preços que reflita o uso desta renda, e não a composição do produto. A inflação medida pelo deflator do PIB é maior do que a medida pelo da RIB quando há melhoria dos termos de troca. Por exemplo, queda nos preços das importações, tudo o mais constante, significa melhoria nos termos de troca e leva a aumento no deflator do PIB (Kohli, 2004).

Se a corrente de comércio é grande em relação ao PIB e se a composição das exportações é muito diferente da composição das importações, o potencial para diferenças significativas entre a RIBR e o PIBR é maior (European Commission *et al.*, 2009).

É importante observar que os GCs não captam todo o efeito dos termos de troca sobre a RIBR, apenas o que não é medido pelo PIBR. A influência dos termos de troca sobre o PIBR afeta, naturalmente, a RIBR, pois $RIBR = PIBR + GC$.

2 METODOLOGIA DE CÁLCULO DOS GANHOS DE COMÉRCIO E DA RENDA INTERNA BRUTA REAL

2.1 Ganhos de comércio

Por definição, os GCs correspondem à diferença entre a RIBR e o PIBR: $GC = RIBR - PIBR$. O PIBR pode ser assim representado:

$$PIBR = \frac{C}{P_C} + \frac{I}{P_I} + \frac{G}{P_G} + \frac{X}{P_X} - \frac{M}{P_M}, \quad (1)$$

onde, medidos em moeda nacional (R\$) e em valores correntes, os componentes da demanda final C , I , G , X e M são definidos da forma habitual,⁶ e P_C , P_I , P_G , P_X e P_M são índices de preços referentes a cada um dos componentes da demanda, iguais a 1 no ano-base; isto é, o PIB está medido a preços do ano-base, neste trabalho tomado sempre como o ano imediatamente anterior ($t-1$).

Mas, se o PIBR está medido a preços do ano $t-1$, não capta os efeitos das mudanças relativas entre P_X e P_M decorridas entre $t-1$ e t . Ao deflacionar X por P_X e M por P_M , o PIBR desfaz o efeito de P_X sobre X e de P_M sobre M , anulando, assim, os efeitos da mudança em P_X/P_M . Para que isso não ocorra – ou seja, para que o efeito dos termos de troca possa ser avaliado –, é preciso que X e M sejam deflacionados pelo mesmo deflator. Quando isso é feito, o agregado macroeconômico resultante é a RIBR, como mostrado abaixo.

$$RIBR = PIBR - \left(\frac{X}{P_X} - \frac{M}{P_M} \right) + \left(\frac{X}{P} - \frac{M}{P} \right), \quad (2)$$

$$RIBR = PIBR + \frac{X - M}{P} - \left(\frac{X}{P_X} - \frac{M}{P_M} \right), \quad (3)$$

$$GC = RIBR - PIBR = \frac{X - M}{P} - \left(\frac{X}{P_X} - \frac{M}{P_M} \right). \quad (4)$$

A equação (4) é a recomendada no Manual de Contas Nacionais 2008 da ONU (European Commission *et al.*, 2009) para cálculo dos GCs.

Nela, medidos em moeda nacional (R\$): X = exportações em valores correntes; M = importações em valores correntes; P_X = índice de preços das exportações;

6. C: consumo total das famílias; I: investimento total, incluída a variação de estoques; G: gastos totais do governo, em todas as esferas; X: exportações totais de bens e de serviços não fatores de produção; M: importações totais de bens e de serviços não fatores de produção.

P_M = índice de preços das importações; P = índice de preço baseado em algum numerário escolhido.

P_X , P_M e P são iguais a 1 no ano-base. O termo entre parênteses mede a balança de bens e serviços como calculada no PIB em volume, aos preços de exportação e de importação. O primeiro termo mede a balança de bens e serviços, deflacionada pelo índice de preços escolhido como numerário. Nos cálculos apresentados neste texto, adotamos como ano-base sempre o ano anterior a cada ano para o qual se medem os GCs. Assim, para o cálculo de $GC_{(t)}$, tem-se $P_{X(t-1)} = P_{M(t-1)} = P_{(t-1)} = 1$. Com base móvel em $t-1$, há aditividade dos componentes do PIB. Com base fixa em $t-2$ ou anterior, perde-se a aditividade. O cálculo dos GCs pela fórmula acima muda muito se for feito a preços constantes com uma base fixa ou se for feito a preços constantes com base móvel.

Ainda segundo o Manual de Contas Nacionais 2008 (European Commission *et al.*, 2009), há grande – mas inconclusiva – literatura sobre qual índice de preços é o adequado para deflacionar a balança de bens e serviços ($X-M$), o P da equação. As principais alternativas são: *i)* P_X ; *ii)* P_M ; *iii)* média entre P_X e P_M ; e *iv)* algum índice geral de preços, como o deflator da absorção interna ou um índice de preços ao consumidor (e não um preço de comércio exterior, como nas três primeiras opções).

Quanto à escolha de P , Reinsdorf (2009) e Kohli (2004) defendem o uso do deflator da absorção interna. Para Reinsdorf (2009), a melhor hipótese é a de que a renda adicional oriunda dos GCs é gasta da mesma forma que a renda média – e, portanto, o deflator mais adequado é o da absorção interna. O uso do deflator das importações supõe que o objetivo do comércio exterior é obter importações – neste caso, a renda extra dos GCs seria totalmente direcionada à compra de produtos importados. As Contas Nacionais dos Estados Unidos apresentam o cálculo com o deflator das importações sob o nome de *command-basis* GDP. Neste trabalho, são apresentados cálculos com o deflator da absorção interna (P_A). Além disso, são apresentadas as principais diferenças nos resultados quando utilizados P_M e uma média entre P_X e P_M como deflatores.

2.2 Renda interna bruta real

A RIBR é igual à soma do PIBR com os GCs, todos medidos a preços do ano-base:

$$RIBR = PIBR + GC. \quad (5)$$

O Manual de Contas Nacionais 2008 (European Commission *et al.*, 2009) recomenda que essa soma seja feita para anos adjacentes – caso no qual os índices de volume são aditivos –, e que séries mais longas sejam construídas por encadeamento. Como, ao se calcularem os GCs, usou-se como ano-base sempre o ano anterior

a cada ano para o qual se calculavam os GCs, ao serem somados os GCs assim obtidos com o PIB a preços do ano anterior, segue-se essa recomendação. Para se calcular a variação da RIBR basta lembrar que, no ano-base, $RIB = PIB$.

2.3 Algumas observações

2.3.1 Formulações simplificadas

Reinsdorf (2009) mostra que os GCs podem ser calculados a partir da razão entre o deflator do PIB (P_{PIB}) e o deflator da absorção interna (P_A):

$$GC = P_{PIB}/P_A - 1. \quad (6)$$

Kohli (2004; 2006) mostra que a RIBR pode ser obtida diretamente deflacionando-se o PIB nominal pelo índice de preços de gastos internos (P_A):

$$RIBR = PIB / P_A. \quad (7)$$

Essas formulações são equivalentes entre si, pois, se tomarmos a expressão dos GCs como percentual do PIB ($GC \% PIB = RIBR/PIBR - 1$) e, nela, substituímos RIBR pela expressão de Kohli (2004; 2006) – equação (7) –, chegamos à expressão de Reinsdorf (2009) – equação (6):

$$GC \% PIB = RIBR/PIBR - 1 = (PIB/P_A)/(PIB/P_{PIB}) - 1 = P_{PIB}/P_A - 1. \quad (8)$$

Neste trabalho, não obstante, foi usada a equação (4), que é a recomendada no Manual de Contas Nacionais 2008 da ONU (European Commission *et al.*, 2009) para cálculo dos GCs.

2.3.2 Dois efeitos

Embora este trabalho, por simplicidade, e seguindo o Manual de Contas Nacionais 2008 (European Commission *et al.*, 2009), associe os GCs a variações nos termos de troca, ocorre que, quando se usa, para o índice de preços P , o deflator da absorção interna, os GCs podem, na verdade, ser divididos em duas parcelas: *i*) a que ocorre por causa da variação nos termos de troca; e *ii*) a devida à variação nos preços relativos entre os preços do comércio exterior (P_X e P_M) e o deflator da absorção interna (P_A). A razão entre a média de P_X e P_M e o deflator P_A é chamada, por Reinsdorf (2009) e Kohli (2004; 2006), de preços relativos entre comerciáveis e não comerciáveis. Neste trabalho não foi mostrada esta separação, mas os dois efeitos estão presentes.

2.3.3 Base móvel *versus* base fixa

Ao se calcularem os GCs e a RIBR para uma série de anos, emerge a questão da base dos deflatores. Os resultados podem ser bem diferentes se o cálculo for feito com os deflatores com base igual a 1 sempre no ano imediatamente anterior ao ano para o qual se calculam GC e RIBR (base móvel), ou se feitos com os deflatores tendo base igual a 1 em um mesmo ano da série para todos os anos em que se calculam GC e RIB (base fixa). Kohli (2004, p. 98, tradução dos autores), de fato, observa que “uma dificuldade com essa medida [a sugerida pelo manual da ONU] é que ela depende da normalização dos dados, *i.e.*, da escolha do período-base”.⁷ Uma forma simples de se ver isso é lembrar que, no ano em que se tomam os deflatores iguais a 1, os GCs são iguais a zero, o que equivale ao fato de que, a preços correntes – isto é, no ano-base – não há GCs, pois a RIB é igual ao PIB. Assim, naturalmente, a escolha do ano-base faz diferença para o cálculo dos GCs. Neste trabalho, seguiu-se a recomendação do Manual de Contas Nacionais 2008 da ONU, segundo o qual “cada passo no processo deve primeiro ser calculado para anos adjacentes em termos de volumes que possuem aditividade, e séries mais longas devem ser calculadas como índices encadeados” (European Commission *et al.*, 2009, p. 317, tradução dos autores).⁸

Bacha (2013) calcula efeitos dos termos de troca no excesso de gasto sobre a renda e no excesso de importações sobre exportações de 2005 a 2011, e apresenta valores diferentes dos aqui encontrados, especialmente a partir de 2007, período em que os termos de troca subiram muito. Uma diferença importante é que Bacha (*op. cit.*) fixa os deflatores iguais a 1 em 2005, enquanto, nos cálculos aqui apresentados, os deflatores são iguais a 1 sempre no ano imediatamente anterior àquele para o qual se calculam os GCs.

A expressão usada por Bacha (2013) para o efeito das relações de troca é igual à usada neste texto para os GCs quando, na expressão aqui utilizada, $P = P_M$.⁹

2.4 Fontes dos dados

Para X e M em valores correntes, a fonte são as Contas Nacionais, Anuais ou Trimestrais, de 1947 a 2016. Os deflatores, de 1990 a 2016, são calculados a partir das variações percentuais nominais de X , M e $C+I+G$, e das variações percentuais reais das mesmas variáveis, também obtidas das Contas Nacionais Anuais ou Trimestrais. De 1947 a 1989, as variações reais não estão disponíveis. Para esse período, foram usados como deflatores os índices de preços de exportações e importações

7. No original: “One difficulty with this measure is that it depends on the normalization of the data, *i.e.* on the choice of the base period” (Kohli, 2004, p. 98).

8. No original: “Each step in the process should first be calculated for adjacent years in additive volume terms and longer series derived as chain indices” (European Commission *et al.*, 2009, p. 317).

9. Como nos foi mostrado gentilmente pelo professor Edmar Bacha em troca de mensagens.

da Funcex, para P_X e P_M ; e o Índice de Preços ao Consumidor do Rio de Janeiro da Fundação Getúlio Vargas (IPC-RJ/FGV), como deflator da absorção interna (P_A).¹⁰

Em relação às Contas Anuais, as Contas Trimestrais requerem procedimentos adicionais para serem calculados os deflatores e o crescimento do PIB a preços constantes, além de uma hipótese em relação ao deflator da absorção interna: a de que o deflator da variação de estoques é igual ao deflator médio dos demais componentes da absorção interna – consumo das famílias, consumo do governo e formação bruta de capital fixo (FBCF), pois a variação de estoques em termos reais não consta das Contas Trimestrais. Esta hipótese foi sugerida por Bacha (2013).

As bases de dados das Contas Nacionais são divididas nos seguintes períodos, para as Contas Anuais: 1947-1989, 1990-2000 e 2000-2014. Os cálculos das Contas Nacionais, no Brasil, iniciaram-se na década de 1940, sob responsabilidade da FGV. Tal trabalho teve como resultado o sistema consolidado de Contas Anuais construído para os anos de 1939 e de 1947 até 1989, que se baseia na metodologia recomendada pela ONU no Manual de Contas Nacionais de 1968 (IBGE, 1987), que era uma revisão do Manual de Contas Nacionais de 1953. Quando o IBGE divulgou, em 2007, o Sistema de Contas Nacionais, referência 2000, observou, em nota metodológica, que:

a coerência metodológica entre a nova série 2000 e a série anterior permitiu que as tabelas de recursos e usos de 1995 até 1999 fossem revistas, adequando-se à nova estrutura das atividades econômicas calculada para 2000. Desta forma, é possível se manter a série do SCN desde 1995 integrada. Para os anos de 1990 até 1994 admitiu-se que as TRUs já estimadas representam adequadamente a estrutura econômica da época (IBGE, 2007, p. 2).

Assim, o período 1995-2000 tem referência 2000 e metodologia do Manual de Contas Nacionais de 1993. Já o período 1990-1994 baseia-se também no Manual de Contas Nacionais de 1993, e tem como referência os Censos Econômicos de 1985 (IBGE, 2007, p. 2). Em sua página na internet intitulada *Estatísticas do Século XX*,¹¹ o IBGE apresenta série de 1990 a 2000 de forma ininterrupta. Por último, para o período 2000-2014, utiliza-se o Sistema de Contas Nacionais, referência 2010, que se baseia na metodologia recomendada pelo Manual de Contas Nacionais 2008 (IBGE, 2016).

As Contas Nacionais Trimestrais cobrem o período 1996-2016, já adequadas à referência 2010, metodologia mais recente adotada pelo IBGE. As Contas Anuais, quando da confecção deste trabalho, estavam disponíveis na referência 2010 para o período 2001-2014. Por isso, para 1996 a 2000 optou-se por serem usadas as

10. Calculado usando a média de janeiro a dezembro de cada ano, e não comparando dezembro com dezembro de cada ano.

11. Disponível em: <<https://goo.gl/n5CbN3>>. Acesso em: 5 jun. 2018.

Contas Trimestrais, por estarem na referência 2010. E, para 2015 e 2016, usaram-se também as Trimestrais, únicas então disponíveis. O quadro 1 resume as bases de dados usadas para cada subperíodo.¹²

QUADRO 1

Bases de dados usadas por subperíodo

1948-1989	Contas Nacionais Anuais – Sistema de Contas Nacionais Consolidadas
1990-1995	Contas Nacionais Anuais – Novo Sistema de Contas Nacionais
1996-2000	Contas Nacionais Trimestrais – referência 2010
2001-2014	Contas Nacionais Anuais – referência 2010
2015-2016	Contas Nacionais Trimestrais – referência 2010

Elaboração dos autores.

3 RESULTADOS

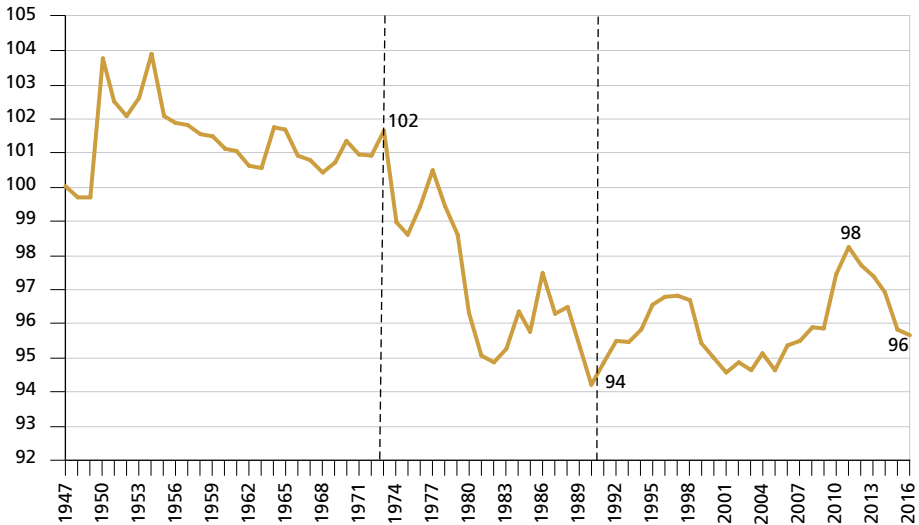
3.1 Cálculos com o deflator da absorção interna (P_A)

O cálculo feito neste trabalho seguiu a seguinte sequência: *i*) cálculo dos GCs, com base na equação (4); *ii*) cálculo da RIBR a preços do ano anterior, pela soma dos GCs com o PIBR; *iii*) e, finalmente, a construção de um índice da evolução da RIBR no período pelo encadeamento dos índices anuais. Adicionalmente, fez-se a razão entre os índices da RIBR e do PIBR. A evolução da razão dos índices da RIBR e do PIBR dá-nos o crescimento relativo do primeiro em relação ao segundo, e é isto que está apresentado no gráfico 2, com $1947 = 100$. Nele, foram identificados três períodos, segundo os quais são montados os gráficos seguintes, apenas para facilidade de apresentação. O primeiro período vai de 1947 a 1973 (27 anos), durante o qual, depois de um período de fortes oscilações, de 1950 a 1955, observa-se tendência de queda sem muita variabilidade até 1963, quando se iniciam novas oscilações, sem tendência, até 1973. No segundo período, de 1974 a 1990 (dezessete anos), há queda forte na relação, entremeada de grandes oscilações. Finalmente, de 1991 a 2016, a tendência é de elevação, com oscilações consideráveis. É importante ter em mente que o período em que os dados são exclusivamente extraídos das Contas Nacionais inicia-se em 1991. Para anos anteriores, como dito, recorreu-se a dados da Funcex para P_X e P_M , e ao IPC-RJ/FGV para P_A . As fortes oscilações da taxa de inflação, devidas à sua elevação e às tentativas de contê-la, no período de 1986 a 1990,

12. O deflator do PIB e o da absorção interna obtidos das Contas Trimestrais diferem daqueles obtidos das Contas Anuais posteriormente divulgadas. Por isso, também os resultados obtidos para os GCs e a RIBR podem apresentar diferenças. Assim, os resultados de 2015 e 2016 devem ser vistos como preliminares, assim como o são os das Contas Trimestrais.

em especial, recomendam cautela na análise dos resultados anteriores a 1991, já que os deflatores são fundamentais nos cálculos.¹³

GRÁFICO 2
Razão entre o índice de crescimento da RIBR e o do PIBR (1948-2016)
(1947 = 100)



Fonte: IBGE.
Elaboração dos autores.

Nos gráficos 3, 4 e 5, comparam-se as taxas de crescimento da RIBR e do PIBR nos três períodos acima descritos. Estão assinalados com valores os anos em que a diferença entre as taxas foi igual ou maior do que 0,5 ponto percentual (p.p.), para ilustrar como o efeito em estudo pode ser significativo em apenas um ano.

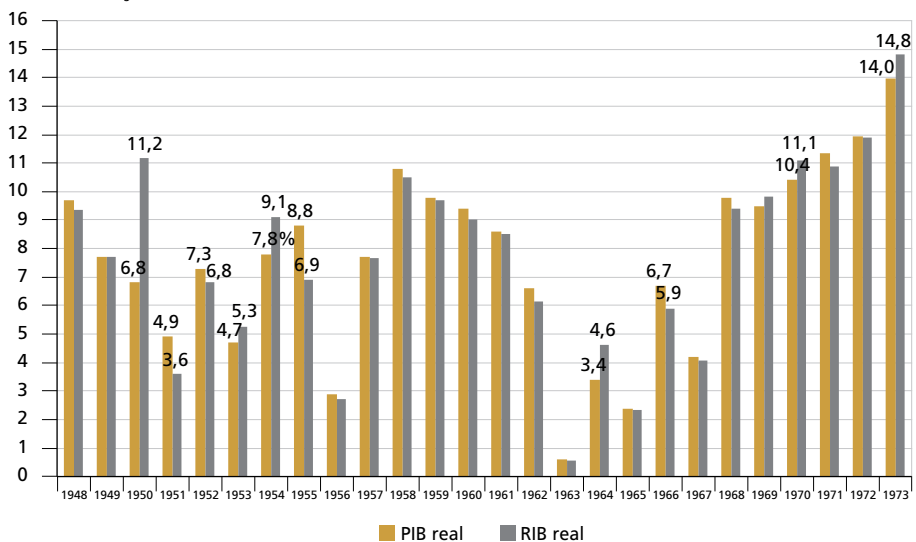
No gráfico 3, os primeiros destaques apontam para os anos de 1950 a 1955, com diferenças de crescimento sempre superiores, em módulo, a 0,5 p.p., ora com ganhos, ora com perdas de comércio. Com o fim da Segunda Guerra Mundial, as exportações brasileiras de manufaturados, que até então haviam crescido, começaram a perder espaço no mercado internacional (Giambiagi e Villela, 2005). No entanto, a contração das exportações brasileiras no período pós-guerra foi mais do que compensada pela valorização do preço do café no mercado mundial, o que possibilitou os relevantes GCs no período. O café, que então representava quase 64% da nossa pauta exportadora, certamente influenciava decisivamente os ganhos ou as perdas de comércio ao longo das décadas de 1950 e 1960. Segundo Giambiagi e Villela (*op. cit.*), o preço do café aumentou cerca de três vezes e

13. Os planos de estabilização desse período foram: Cruzado (1986), Bresser (1987), Verão (1989) e Collor (1990), caracterizados, em geral, por queda abrupta da taxa de inflação, seguida de rápida reaceleração.

meia em termos reais (ou seja, deflacionado pela inflação americana) entre 1945 e 1954, puxado pelo aumento da demanda europeia. O período que vai até 1954 pode ser caracterizado como uma fase áurea para a valorização do café, explicando a abrupta diferença entre RIBR e PIBR no ano de 1950. Por outro lado, em 1951, as consequências da guerra da Coreia, iniciada na metade do ano anterior, começavam a repercutir sobre os preços dos produtos importados (Radetzki, 2006). A insegurança sobre a oferta de produtos manufaturados elevou os preços deles, gerando perdas de comércio para o Brasil.

A guerra da Coreia e o café também terão papel decisivo para explicar os ganhos e as perdas do comércio em 1954 e 1955. Com o fim da guerra dos países asiáticos, em 1953, os preços dos produtos importados pelo Brasil arrefeceram, trazendo melhora nos termos de troca em 1954 e gerando GCs de 1,3 p.p. Em 1955 ocorre um boicote dos consumidores americanos, que viam na alta dos preços do café práticas especulativas de monopolistas exportadores (Abreu, 1989). A partir de 1955, o preço do café entra em rota de declínio até 1963.¹⁴

GRÁFICO 3
RIBR e PIBR (1948-1973)
(Variação %)



Fonte: IBGE.
Elaboração dos autores.

14. Para a evolução da participação do café na pauta exportadora brasileira e do seu preço internacional, ver o anexo de Bastos e Ferreira (2016).

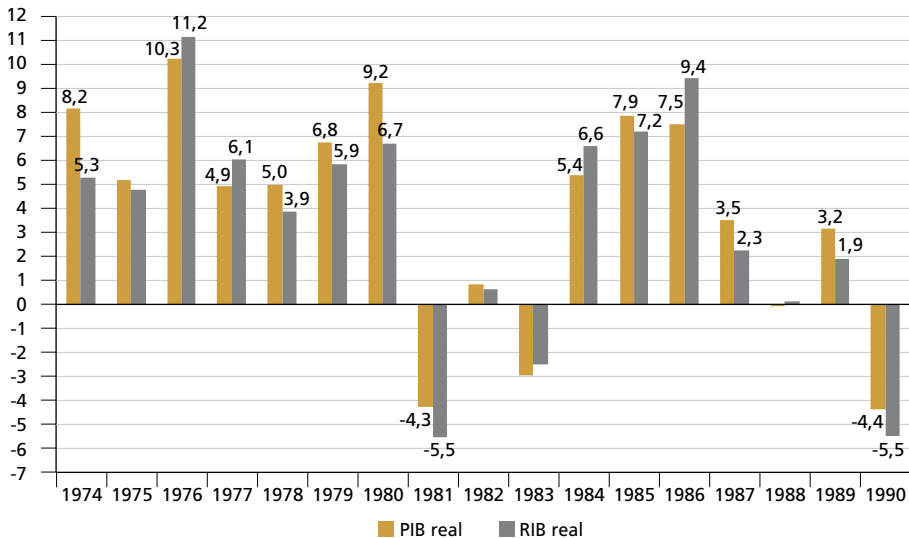
Já em 1964, o preço do principal produto de exportação do Brasil tem uma considerável elevação, propiciando GCs de mais de 1 p.p. Em 1966, por outro lado, o preço do café volta a cair, caracterizando um período de turbulência no preço da *commodity* que só terminará no início dos anos 1970.

O final dos anos 1960 e início dos 1970 será marcado por expansão da economia e do comércio no mundo. Com isso, o preço dos produtos importados caiu em um momento em que o Brasil diversificava sua produção, gerando GC de 0,7 p.p. em 1970. A expansão internacional também gerou aumento dos preços das *commodities* exportáveis, repercutindo sobre os GCs de 1973, de 0,8 p.p.

No gráfico 4 nota-se que, em 1974, enquanto o PIBR cresceu 8,2%, a RIBR cresceu bem menos, 5,3%. Os fortes aumentos do preço do petróleo no mercado internacional em 1973, no que ficou conhecido como o primeiro choque do petróleo, implicaram deterioração dos termos de troca. O preço do petróleo cresceu quase 260% de 1973 para 1974, em um período em que os combustíveis representavam quase 24% da pauta importadora brasileira. De 1976 a 1981 há uma sequência de seis anos de consideráveis diferenças de crescimento dos dois agregados macroeconômicos. Em 1976 e 1977 a RIBR cresceu 1,9% a mais do que o PIBR. Nos quatro anos seguintes, ao contrário, a RIBR cresceu 5,4% a menos do que o PIBR, incluindo o fato de ter caído mais do que o PIB no ano recessivo de 1981. Tal período conturbado é marcado pela recuperação da economia mundial após o primeiro choque do petróleo, que gerou aumento dos preços internacionais das *commodities* agrícolas, explicando os GCs nos dois primeiros anos. A partir de 1979, com o segundo choque do petróleo, há forte deterioração dos termos de troca. Depois, de 1984 a 1987, há sequência de quatro anos com diferenças maiores entre crescimento de RIBR e PIBR. A partir de 1984, liderada pela recuperação da economia americana, a economia mundial volta a crescer, ocasionando aumento dos preços agrícolas (Abreu, 1989). Com isso, em 1986 o preço do café tem forte elevação, juntamente à queda abrupta de 48% da cotação internacional do petróleo. No ano de 1986 foi também decretado o Plano Cruzado. Já é sabido que a parada súbita da inflação levou a uma explosão do consumo, motivada pelo aumento do poder de compra que essa parada propicia, pelo abono salarial de 8% e pelo aumento do crédito, também favorecido pela estabilização dos preços (*op. cit.*). Esses fatores contribuíram para o forte crescimento do PIB naquele ano, de 7,5%, embora esta taxa tenha sido até inferior à verificada em 1985, de 7,9%. Mas o cálculo da RIBR permite adicionar à análise o fato de que esta cresceu 9,4% em 1986, crescimento este bem superior ao de 1985, de 7,2%. Isto é, o *boom* de consumo que caracterizou o período do Cruzado e que, certamente, contribuiu para seu fracasso, foi, em parte, causado pelo aumento de renda advindo dos termos de troca. Os GCs passam a ter sinal negativo a partir de 1987, e continuaram assim até 1990, com exceção de 1988, quando houve

pequeno ganho. O período é marcado por aumento dos preços das importações em maior percentual que o aumento do preço das exportações, deteriorando os termos de troca. Comparando-se 1990 com 1980, a RIBR cresceu 2,2% a menos do que o PIBR. Portanto, os termos de troca contribuíram, em alguma medida, para piorar ainda mais os maus resultados da “década perdida”.

GRÁFICO 4
RIBR e PIBR (1974-1990)
(Variação %)

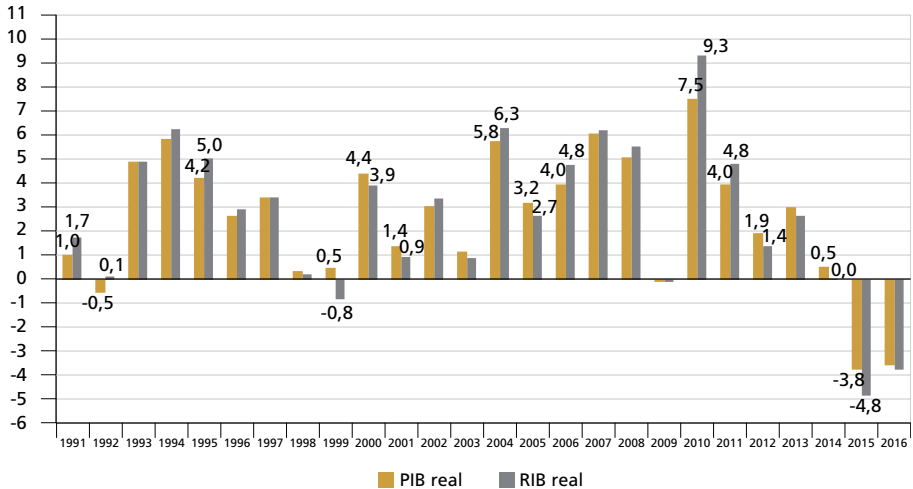


Fonte: IBGE.
Elaboração dos autores.

No gráfico 5 vê-se que, em 1991, enquanto o PIBR cresceu 1,0%, a RIBR cresceu 1,7%. Naquele ano, o preço do petróleo caiu 16%. Em 1995, o PIB cresceu 4,2% e a RIBR cresceu 5,0%. Em 1994, ano do Plano Real, já tinha havido diferença a mais no crescimento da RIBR, que cresceu 6,2%, enquanto o PIB cresceu 5,9%. Como no caso do Plano Cruzado, comentado acima, o aumento de demanda que costuma acompanhar os planos de estabilização também foi acompanhado de um “empurrão” extra dos termos de troca. Os bons resultados da primeira metade da década de 1990 devem-se, parcialmente, às consideráveis elevações nos preços das *commodities*. Depois, a diferença mais significativa aparece em 1999: enquanto o PIBR cresceu 0,5%, a RIBR caiu 0,8%. Em 2006, o PIBR cresceu 4,0% e a RIBR 4,8%, dando início à sequência de seis anos em que a RIBR cresceu mais do que o PIBR (com exceção de 2009, quando os dois caíram, igualmente, 0,1%). O período é marcado pela expansão da economia chinesa, que gerou um *boom* nos preços das *commodities*. O ciclo de alta foi interrompido por um ano,

em decorrência das consequências da crise financeira internacional iniciada no mercado *subprime* de hipotecas nos Estados Unidos. Merece destaque o ano de 2010: o PIB teve crescimento muito forte para os padrões da época, de 7,5%, mas, com a medida da RIBR, pode-se notar que ela cresceu significativamente mais, 9,3%. Considerando-se que o crescimento da renda possa ter influência sobre resultados eleitorais, em 2010 – ano de eleições presidenciais – a medida da RIBR ajuda ainda mais a explicar o resultado favorável ao governo do que a medida do PIBR. O ano de 2011 foi o último em que a RIBR cresceu mais do que o PIBR (4,8% contra 4,0%). De 2012 a 2016, foram cinco anos seguidos de RIBR crescendo menos do que o PIBR: no acumulado do quinquênio, a RIBR cresceu 2,6% menos do que o PIBR. Destaque-se o ano de 2015, em que a queda da RIBR foi 1,1 p.p. maior do que a do PIBR. Em 2016, embora de maneira menos significativa, a RIBR também caiu mais do que o PIBR. A queda acumulada do PIB em 2015 e 2016 foi de 7,2%; a queda medida pela RIBR foi de 8,4%. Assim, se levadas em conta as perdas de comércio computadas na variação real da RIB, a forte recessão desses dois anos foi ainda pior do que a medida pelo PIB.

GRÁFICO 5
RIBR e PIBR (1991-2016)
(Variação %)



Fonte: IBGE.
Elaboração dos autores.

A tabela 1 apresenta as taxas de crescimento da RIBR e do PIBR, bem como a diferença entre elas, de 1948 a 2016.

TABELA 1
PIBR e RIBR no Brasil (1948-2016)
 (Variação %)

	PIBR	RIBR	RIBR – PIBR		PIBR	RIBR	RIBR – PIBR		PIBR	RIBR	RIBR – PIBR
1948	9,7	9,3	-0,4	1971	11,3	10,9	-0,5	1994	5,9	6,2	0,4
1949	7,7	7,7	0,0	1972	11,9	11,9	0,0	1995	4,2	5,0	0,8
1950	6,8	11,2	4,4	1973	14,0	14,8	0,8	1996	2,7	2,9	0,3
1951	4,9	3,6	-1,3	1974	8,2	5,3	-2,9	1997	3,4	3,4	0,0
1952	7,3	6,8	-0,5	1975	5,2	4,8	-0,4	1998	0,3	0,2	-0,1
1953	4,7	5,3	0,6	1976	10,3	11,2	0,9	1999	0,5	-0,8	-1,3
1954	7,8	9,1	1,3	1977	4,9	6,1	1,1	2000	4,4	3,9	-0,5
1955	8,8	6,9	-1,9	1978	5,0	3,9	-1,1	2001	1,4	0,9	-0,5
1956	2,9	2,7	-0,2	1979	6,8	5,9	-0,9	2002	3,1	3,4	0,3
1957	7,7	7,7	0,0	1980	9,2	6,7	-2,5	2003	1,1	0,9	-0,2
1958	10,8	10,5	-0,3	1981	-4,3	-5,5	-1,3	2004	5,8	6,3	0,6
1959	9,8	9,7	-0,1	1982	0,8	0,6	-0,2	2005	3,2	2,7	-0,5
1960	9,4	9,0	-0,4	1983	-2,9	-2,5	0,4	2006	4,0	4,8	0,8
1961	8,6	8,5	-0,1	1984	5,4	6,6	1,2	2007	6,1	6,2	0,1
1962	6,6	6,2	-0,4	1985	7,9	7,2	-0,7	2008	5,1	5,5	0,4
1963	0,6	0,5	-0,1	1986	7,5	9,4	1,9	2009	-0,1	-0,1	0,0
1964	3,4	4,6	1,2	1987	3,5	2,3	-1,3	2010	7,5	9,3	1,8
1965	2,4	2,3	-0,1	1988	-0,1	0,1	0,2	2011	4,0	4,8	0,8
1966	6,7	5,9	-0,8	1989	3,2	1,9	-1,3	2012	1,9	1,4	-0,6
1967	4,2	4,1	-0,1	1990	-4,4	-5,5	-1,1	2013	3,0	2,7	-0,3
1968	9,8	9,4	-0,4	1991	1,0	1,7	0,7	2014	0,5	0,0	-0,5
1969	9,5	9,8	0,3	1992	-0,5	0,1	0,6	2015	-3,8	-4,8	-1,1
1970	10,4	11,1	0,7	1993	4,9	4,9	0,0	2016	-3,6	-3,8	-0,2

Fontes: IBGE.

Elaboração dos autores.

Nesta seção vimos que, em alguns períodos, e mesmo em anos isolados, a diferença encontrada entre as duas medidas foi significativa. Por exemplo: de 1974 a 1990, a RIBR cresceu 7,3% menos do que o PIBR; de 1991 a 1996, cresceu 2,7% a mais; e de 2005 a 2011, cresceu 3,3% a mais. Nesse último período, apenas em 2010 a diferença favorável à RIBR foi de 1,8%. De 2012 a 2016, a variação da RIBR foi 2,6% inferior à do PIBR.

3.2 Resultados com diferentes deflatores

Como mencionado acima, há controvérsia sobre qual seria o melhor deflator para a balança de bens e serviços no cálculo dos GCs. O Manual de Contas Nacionais 2008 (European Commission *et al.*, 2009) lista como principais alternativas: *i) P_X*; *ii) P_M*; *iii) média entre P_X e P_M*; e *iv) algum índice geral de preços, como o*

deflator da absorção interna ou um índice de preços ao consumidor (e não um índice de preços do comércio exterior, como nas opções *i*, *ii* e *iii*). Os autores deste trabalho acompanham Reinsdorf (2009) e Kohli (2004) na preferência pelo deflator de absorção interna. Bastos e Ferreira (2016) mostram a comparação dos resultados do cálculo dos GCs feito com outros dois deflatores, P_M e a média aritmética entre P_X e P_M . As principais mudanças ocorridas quando utilizados esses outros deflatores podem ser assim sintetizadas:

- de 1974 a 1989, as perdas de comércio acumuladas foram de 6,2% do PIB quando usado P_A ; de 2,4%, quando usado P_M ; e de 3,6%, quando usada a média entre P_X e P_M ;
- de 1991 a 1996, os GCs acumulados foram de 2,7% do PIB quando usado P_A ; de 2,3%, quando usado P_M ; e de 2,2%, quando usada a média entre P_X e P_M ;
- de 2005 a 2011, os GCs acumulados foram de 3,3% do PIB quando usado P_A ; de 4,1%, quando usado P_M ; e de 3,9%, quando usada a média entre P_X e P_M . No ano de maior destaque nesse período (isto é, em que houve maior diferença de crescimento entre RIBR e PIBR), o ano de 2010, os GCs foram de 1,8% do PIB quando usado P_A ; de 1,5%, quando usado P_M ; e de 1,6%, quando usada a média entre P_X e P_M .

4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho apresentou cálculo dos GCs e da RIBR para o Brasil de 1948 a 2016, segundo metodologia proposta no Manual de Contas Nacionais 2008 (European Commission *et al.*, 2009). No Brasil, existe o cálculo feito pelo órgão responsável pelas Contas Nacionais de 1970 a 1989, mas, de 1990 em diante, a RIBR deixou de ser calculada. Além disso, o cálculo foi feito com base fixa, como era também calculado o PIBR. Kingston (1971) calculou a “renda nacional real do Brasil” para o período 1953-1968, com base móvel, e seus resultados para os GCs são razoavelmente semelhantes aos deste trabalho para o mesmo período. Kingston (*op. cit.*) cita, ainda, que Van der Meiren e Loeb (1957) calcularam a renda real para o Brasil de 1939 a 1953. No presente trabalho, foi feito o cálculo com base móvel, como recomendado internacionalmente e coerentemente com o cálculo atual do PIB, também feito com base móvel. Procura-se, dessa forma, preencher importante lacuna para a análise da economia brasileira, pois, em períodos de grande variação nos termos de troca – como tem acontecido com os do Brasil –, a evolução do PIBR e a da RIBR podem divergir significativamente. Como a RIBR aproxima-se mais de uma medida de bem-estar do que o PIBR, sua contabilidade reveste-se de especial importância.

O Manual de Contas Nacionais 2008 (European Commission *et al.*, 2009) assinala haver acordo sobre ser altamente desejável calcular os ganhos e as perdas de comércio decorrentes de mudanças nos termos de troca, e que seu cálculo deve ser tratado como parte integrante do Sistema de Contas Nacionais. A escolha do deflator apropriado para a balança de bens e serviços, segundo esse manual, deve ser feita levando em conta as circunstâncias particulares de cada país. O fato de não haver consenso sobre qual o melhor deflator não deve impedir, para os autores do Manual de Contas Nacionais 2008, que medidas agregadas de renda real sejam calculadas: alguma medida de GCs deve ser sempre calculada, ainda que o mesmo tipo de deflator não seja empregado por todos os países (European Commission *et al.*, 2009, §§ 15.191 e 15.192).

REFERÊNCIAS

- ABREU, M. P. (Org.). **A ordem do progresso**: cem anos de política econômica republicana, 1889-1989. Rio de Janeiro: Ed. Campus, 1989.
- BACHA, E. Bonança externa e desindustrialização: uma análise do período 2005-2011. In: BACHA, E.; BOLLE, M. B. (Orgs.). **O futuro da indústria no Brasil**: desindustrialização em debate. Rio de Janeiro: Civilização Brasileira, 2013.
- BASTOS, E. K.; FERREIRA, P. A. A. **Termos de troca, ganhos de comércio e crescimento da renda interna bruta real no Brasil de 1948 a 2014**. Rio de Janeiro: Ipea, 2016. (Texto para Discussão, n. 2213).
- EUROPEAN COMMISSION *et al.* **System of National Accounts 2008 (SNA 2008)**. New York: European Commission, 2009.
- GIAMBIAGI, F.; VILLELA, A. A. **Economia brasileira contemporânea**. São Paulo: Elsevier, 2005.
- IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Estatísticas históricas do Brasil**: séries econômicas, demográficas e sociais de 1550 a 1985. Rio de Janeiro: IBGE, 1987.
- _____. **Sistema de Contas Nacionais Brasil 2000**. Rio de Janeiro: IBGE, 2007. (Nota Metodológica, n. 22).
- _____. **Sistema de Contas Nacionais – Brasil – ano de referência 2010**. 3. ed. Rio de Janeiro: IBGE, 2016.
- KINGSTON, L. S. Relação de trocas e renda real no Brasil: 1953-1968. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 25, n. 3, p. 83-91, 1971.
- KOHLI, U. Real GDP, real domestic income, and terms-of-trade changes. **Journal of International Economics**, v. 62, p. 83-106, 2004.

_____. Real GDP, real GDI, and trading gains: Canada, 1981-2005. **International Productivity Monitor**, v. 13, p. 46-56, 2006.

RADETZKI, M. The anatomy of three commodity booms. **Resources Policy**, v. 31, n. 1, p. 56-64, 2006.

REINSDORE, M. B. **Terms of trade effects: theory and measurement**. Maryland: Bureau of Economic Analysis, 2009. (Working Paper, n. 2009-01).

VAN DER MEIREN, P.; LOEB, G. The terms of trade and the computation of real income. **Bulletin de L'Institut International de Statistique**, v. 35, p. 4-179, 1957.

DINÂMICA DA POBREZA, MUDANÇAS MACROECONÔMICAS E DISPARIDADES REGIONAIS NO BRASIL¹

Décio Nonato Chaves de Assis²

Fabrício Carneiro Linhares³

O presente artigo investiga as propriedades de dinâmicas comuns entre as taxas de pobreza dos estados brasileiros no período de 1976 a 2012. Buscou-se verificar se os movimentos nos níveis de pobreza foram explicados com maior ênfase por “choques” oriundos de influências em âmbito nacional (por exemplo, políticas macroeconômicas), ou por alterações em nível local/regional (estrutura educacional, condições de saúde, mercado de trabalho etc.). Para tanto, foi empregada a abordagem do modelo de fatores dinâmicos latentes bayesiano, proposta por Kose, Otrok e Whiteman (2003), que permitiu decompor a pobreza em fatores nacional, regionais e componentes específicos estaduais. Os resultados demonstraram que, em média, o fator nacional foi responsável por explicar, aproximadamente, três quartos da volatilidade da taxa de pobreza dos estados brasileiros. Adicionalmente, constatou-se que a força do fator nacional cresceu, em detrimento do fator idiossincrático, a partir de 1995. Esse resultado destaca, de certo modo, a grande importância do controle da hiperinflação e do aumento dos gastos sociais do governo federal em alterar as taxas de pobreza nos estados nesse período. Vale destacar que a influência de componentes regionais e locais diferiu substancialmente entre os estados. Diferenças no nível educacional e na dinâmica do mercado de trabalho podem explicar essas distinções regionais.

Palavras-chave: pobreza; políticas macroeconômicas; modelo de fatores dinâmicos bayesiano.

POVERTY DYNAMICS, MACROECONOMIC CHANGES AND REGIONAL DISPARITIES IN BRAZIL

This paper investigates the common dynamic properties of poverty rates across Brazilian states during the period 1976-2012. Aiming to investigate whether movements in poverty levels were explained with greater emphasis by ‘shocks’ originated from influences at the national level (for example, macroeconomic policies), or by changes at the local/regional level (educational structure, health conditions, labor market etc.). Therefore, it was utilized the Bayesian dynamic latent factor model approach, proposed by Kose, Otrok and Whiteman (2003), allowing the decomposition of poverty into national, regional and state specific component factors. The results showed that, on average, the national factor was responsible for explaining approximately three quarters of the volatility in the poverty rate of the Brazilian states. Additionally, it was found that importance of the national factor grew, to the detriment of idiosyncratic factor, since 1995. This result emphasizes, in some way, the great importance of controlling hyperinflation and increased social spending by the federal government to change poverty rates in Brazil. However, the importance of regional and

1. Os autores agradecem os valiosos comentários de Jimmy Oliveira, Flávio Cunha, Leandro Rocco e Ivan Castelar, as sugestões dos pareceristas anônimos da revista *Pesquisa e Planejamento Econômico* (PPE), bem como o apoio financeiro da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (Capes) e do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq). Artigo premiado no XX Prêmio Banco do Nordeste de Economia Regional na categoria Dissertação de Mestrado, Banco do Nordeste do Brasil.

2. Assessor técnico na Diretoria de Estudos Sociais do Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (Ipece) e pesquisador no Laboratório de Estudos da Pobreza do Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Ceará (LEP/Caen/UFC). *E-mail:* <decio@caen.ufc.br>.

3. Professor-associado do Caen/UFC e bolsista de produtividade em pesquisa do CNPq. *E-mail:* <flinhares@caen.ufc.br>.

local components differed substantially among states. Variations in educational attainment and labor market dynamics may explain these regional differences.

Keywords: poverty; macroeconomic policies; Bayesian dynamic factor model.

JEL: I32; O11; C11.

1 INTRODUÇÃO

O Brasil caracteriza-se historicamente por possuir um número acentuado de indivíduos em estado de pobreza. Não obstante possuir uma renda *per capita* relativamente alta,⁴ destaca-se negativamente entre as nações por abranger uma alta concentração de pessoas pobres em seu território. Segundo relatório da Secretaria-Geral da Organização das Nações Unidas (ONU, 2005) sobre o Projeto do Milênio, a região Nordeste do Brasil enquadra-se, conjuntamente ao Oeste da China, Norte da Índia e Sul do México, como algumas das regiões notáveis em nível mundial por apresentarem bolsões de pobreza. A título de exemplo, um dado que corrobora esse argumento para o caso brasileiro é o fato de, no ano de 2012, 54,6% dos pobres⁵ do Brasil estarem concentrados na região Nordeste desse país. Ademais, conforme informações recentes do World Bank, Brasil e México respondem por metade da população latino-americana extremamente pobre, mais de 75 milhões de pessoas.

Esse quadro tornou, de um modo geral, a redução da pobreza no Brasil uma das metas mais trabalhadas pelos governantes recentes. A grande preocupação, em termos de políticas de combate à pobreza, tem sido identificar ações que possam reverter seus níveis de forma mais acelerada. As políticas adotadas com essa finalidade concentram-se em dois grandes grupos: aquelas que possam estimular o crescimento econômico (no sentido do aumento da renda média da economia) e aquelas que visam reduzir as disparidades de renda entre os indivíduos.

Vários estudos analisam a repercussão de mudanças na economia sobre pobreza, usando como medida monetária, por exemplo, a proporção de indivíduos abaixo de um nível predeterminado de consumo e/ou renda.⁶ Meng, Gregory e Wang (2005), Adams (2004), Bruno, Ravallion e Squire (1998) e Chen e Ravallion (1992) estimam que, em média, um acréscimo de 10% na renda das economias levaria a um decréscimo na pobreza absoluta no intervalo de 20% a 30%. Outros trabalhos

4. Cerca de 71% dos países do mundo têm renda *per capita* inferior à brasileira, estimativa calculada a partir dos dados do World Bank Open Data.

5. Indivíduos com rendimento inferior ao dobro necessário para adquirir uma cesta de alimentos com o mínimo de calorias necessárias para suprir adequadamente uma pessoa, segundo recomendações da Organização Mundial da Saúde (OMS) e da Organização das Nações Unidas para Alimentação e Agricultura (FAO). Valor calculado a partir dos dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) elaborada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

6. Um dos critérios, por exemplo, e que é empregado neste estudo, é utilizar como linha de pobreza uma estimativa do valor de uma cesta de alimentos com o mínimo de calorias necessárias para suprir adequadamente as necessidades de um indivíduo. Uma interessante discussão sobre a construção de linhas de pobreza pode ser encontrada em Ravallion (1998).

indicam que o impacto do crescimento econômico sobre os níveis de pobreza seria tanto maior quanto menor fosse a desigualdade de renda existente nesses países (Lopez e Serven, 2004; Son e Kakwani, 2003; Bourguignon, 2003; Ravallion, 1997).

Em outra vertente, a literatura avalia os efeitos que altas taxas de inflação acarretam à pobreza (Easterly e Fischer, 2001; Cardoso, 1992). Sabe-se que o aumento de preços está associado com a perda do poder de compra dos salários reais das famílias, prejudicando, principalmente, aquelas que possuem menos ativos. Outro agravante é que indivíduos pobres geralmente dependem de rendas determinadas pelo Estado, que, muitas vezes, não são indexadas à inflação, e, com isso, têm seus rendimentos reais reduzidos.

Além disso, pesquisas recentemente têm proposto a influência conjunta de políticas e condições socioeconômicas sobre as taxas de pobreza em uma sociedade. Assim, pode-se fazer referência à relação entre educação e pobreza, fundamentada principalmente na importância do capital humano para o crescimento econômico demonstrado por Lucas (1988); às condições de saúde e aos níveis de bem-estar (Soares, 2007); aos programas sociais realizados pelo governo e ao impacto sobre a pobreza (Glewwe e Kassouf, 2012); à dinâmica do mercado de trabalho e ao aumento da renda dos pobres (Manso, Barreto e França, 2010); às políticas de salário mínimo e à influência na pobreza (Barros *et al.*, 2001; Neumark, Cunningham e Siga, 2006); e, concomitantemente a alguns desses temas, à influência de características geográficas sobre a pertinência da pobreza, entre outros exemplos.

Este trabalho propõe-se a contribuir para a literatura de bem-estar social avaliando a dinâmica dos indicadores de pobreza sob uma perspectiva inédita. Parte-se do pressuposto de que a evolução desses indicadores em regiões geográficas distintas, mas que sofrem influência central de choques políticos e econômicos, apresente uma parte de seu comportamento relacionado, enquanto outra seja independente. Portanto, isolando esses efeitos podemos aprender, por exemplo, se os movimentos da pobreza estão associados com maior ênfase a “choques” oriundos de influências em âmbito nacional (políticas macroeconômicas, por exemplo), ou a alterações em nível local/regional (estrutura educacional, condições de saúde, mercado de trabalho etc.).

O Brasil é um excelente caso de estudo, pois se trata de uma democracia recente, que apresentou uma diversidade de ambientes políticos, com a concepção e a implantação de diferentes políticas macroeconômicas, reformulações político-institucionais, bem como enfrentado um dos mais longos períodos hiperinflacionários (1980-1994) já registrados.⁷ Além de ser um país de extensa área territorial, com pluralidades étnicas, raciais e culturais, apresentando regiões com distintas condições geográficas e econômicas. O que se refletiu, ao longo

7. Para uma revisão sobre essa discussão, ver Cardoso (2013).

dos anos, em diferenciais marcantes de desenvolvimento, notadamente entre as regiões Norte-Nordeste *vis-à-vis* aos estados do Centro-Sul. Os trabalhos de Penna *et al.* (2013), Barros (2012) e Leff (1991) documentam o desequilíbrio regional brasileiro.

Desse modo, será avaliada, neste artigo, a influência dessa conjuntura sobre a dinâmica de indicadores de pobreza dos estados brasileiros ao longo das últimas quatro décadas. O modelo econométrico utilizado é o de fatores dinâmicos latentes bayesiano, proposto por Kose, Otrok e Whiteman (2003; 2008), que permite decompor o quanto da variação da pobreza dos estados é atribuível a componentes nacionais e regionais e a características específicas estaduais. Os dados usados são das Pesquisas Nacionais por Amostra de Domicílios (Pnads), realizadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) de 1976 a 2012. As séries de pobreza construídas levam em consideração linhas de pobreza estimadas de maneira regionalizada. São utilizadas 24 linhas de pobreza a cada ano, de modo a levar em consideração os diferentes custos de vida para os pobres em diferentes locais de residência.⁸ Ademais, essas várias alterações na economia brasileira sugerem uma divisão plausível do período abordado em dois subperíodos distintos,⁹ pré e pós-Plano Real em 1994, uma vez que isso possibilita verificar mais precisamente qual o efeito e a magnitude da mudança do contexto macroeconômico sobre os indicadores de pobreza estaduais. Por fim, ainda é realizado um conjunto de regressões buscando verificar características estruturais das economias estaduais que possuam relação com os fatores anteriormente estimados, e que, de certo modo, sinalizem respostas para comportamentos regionais distintos.

Além desta introdução, este trabalho divide-se em mais sete seções. A seção 2 faz um resumo de estudos sobre a influência de políticas e condições econômicas sobre a pobreza no Brasil. A seção 3 faz uma apresentação dos fatos estilizados da pobreza nacional e das macrorregiões. Na seção 4 expõe-se a metodologia utilizada no estudo. Na seção 5 temos a análise dos resultados. Complementarmente, a seção 6 apresenta uma relação entre a estrutura econômica dos estados e os fatores dinâmicos. Por fim, na seção 7 são feitas as considerações finais do trabalho.

2 A INFLUÊNCIA DE POLÍTICAS E CONDIÇÕES ECONÔMICAS SOBRE A POBREZA NO BRASIL

A economia brasileira passou nas últimas décadas por fortes modificações. Desde a concepção e a implantação de diferentes políticas macroeconômicas até as reformulações político-institucionais, bem como enfrentando mudanças na

8. Essas estimativas foram calculadas em valores correntes de cada ano pelo Ipea. A título de informação, as linhas de pobreza para o ano de 2012 variam de R\$ 159,84 a R\$ 297,07.

9. Ferreira, Leite e Ravallion (2010) usam estratégia similar, mas para um período amostral menor.

estrutura socioeconômica de sua sociedade. Nesse sentido, diante de tal adversidade, é instigante averiguar como essas alterações interferiram na pobreza nacional.

Antes de iniciarmos propriamente a análise, faz-se necessário ressaltar, resumidamente, que a ideia central deste trabalho parte da equação (1), que descreve o modelo de fatores dinâmicos latentes:¹⁰

$$y_{i,t} = \beta_i^n f_t^n + \beta_i^r f_{j,t}^r + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

onde $y_{i,t}$ é a taxa de pobreza do estado i no ano t ; f_t^n é o fator comum a todas as taxas de pobreza estaduais (fator nacional); $f_{j,t}^r$ são os fatores regionais, comuns aos estados em cada uma das regiões específicas do Brasil que foram consideradas; β_i^n e β_i^r são coeficientes que medem as respostas da taxa de pobreza de um estado individualmente a mudanças nos fatores nacional e regionais, respectivamente. Finalmente, ε_{it} é o termo particular ou fator local do estado.

Isso exposto, a ideia desta seção é buscar na literatura, de maneira sucinta, trabalhos que investigaram, dentro dessa conjuntura, as possíveis variáveis que, de algum modo, possam influenciar o movimento comum (nacional), regional e local dos indicadores de pobreza dos estados brasileiros. Procura-se, também, ressaltar estudos que enfatizam características estruturais das economias estaduais que motivam disparidades de desenvolvimento no Brasil.

Inicialmente, a nível nacional, dado o impacto das políticas econômicas sobre a pobreza, cabe citar Cardoso (2013), que fornece uma visão panorâmica da política econômica brasileira do pós-guerra, dando ênfase a dois bem-sucedidos planos de estabilização: o Plano de Ação Econômica do Governo (Paeg, 1964-1967) e o Plano Real (1993-2002), ambos responsáveis por reduzir a inflação no curto e no longo prazo, além de realizarem reformas institucionais que favoreceram o crescimento econômico posterior e, possivelmente, influenciaram a dinâmica da pobreza. Seu trabalho delimita também alguns períodos, entre eles: os anos de 1974 a 1978, marcados pelo primeiro choque do petróleo e pela implantação da indústria substitutiva de importações de bens de capital financiada por endividamento externo; o período de 1979 a 1984, caracterizado pela crise da dívida externa e pela estagflação; o íterim 1985-1992, em que a redemocratização conviveu com a hiperinflação na mais instável experiência econômica do país; por fim, os anos de 2003 a 2010, nos quais a maturação das reformas implantadas no Plano Real e o auxílio dos termos de troca favoráveis ao país permitiram a retomada do crescimento, com baixa inflação e equilíbrio no balanço de pagamentos.

10. O modelo de fatores dinâmicos latentes é melhor descrito posteriormente, na subseção 4.2.

Ferreira, Leite e Ravallion (2010) avaliaram a evolução da pobreza no Brasil e afirmaram que o ritmo lento de sua redução, entre os anos 1980 e 2000, foi reflexo tanto do baixo crescimento econômico quanto da baixa elasticidade da pobreza ao crescimento. Os autores investigaram o problema usando dados desagregados do produto interno bruto (PIB) por setores, no período de 1985 a 2004, para verificar qual setor influenciou os índices de pobreza. Os resultados mostraram que todos os setores contribuíram para a redução da pobreza, mas o crescimento do setor de serviços foi substancialmente mais importante para a diminuição da pobreza do que os setores agrícola e industrial. Outro resultado foi que o crescimento na indústria teve efeitos diferenciados sobre a pobreza em diferentes estados, e seu impacto variou com as condições iniciais relacionadas ao desenvolvimento humano e à capacitação dos trabalhadores. Ademais, os autores enfatizaram que, dado o baixo crescimento da economia brasileira no período, o controle da hiperinflação e o aumento substancial da seguridade social e das transferências sociais, a partir da constituição de 1988, foram as variáveis responsáveis pela maior redução global da pobreza.

Programas sociais de destaque no Brasil, que podem ter representado um choque no movimento nacional da pobreza, foram Bolsa Escola, Bolsa Alimentação e Auxílio Gás, criados entre 2001 e 2002, e posteriormente renomeados de Bolsa Família no ano de 2003. Segundo Glewwe e Kassouf (2012), o Bolsa Escola/Família é o maior programa do mundo em oferecer às famílias pobres incentivos monetários para matricular seus filhos na escola. Os autores estimam que um possível efeito de longo prazo desse programa é aumentar as matrículas dos participantes em cerca de 18%. Supondo que isso leva a um aumento de 18% nos anos de escolaridade, implica um ganho de 1,5 ano de estudo para a população-alvo. No entanto, o trabalho não apresenta consenso se os benefícios do programa superam seus custos, já que 82% dos participantes teriam se matriculado na escola mesmo sem o programa, de modo que 82% dos recursos não têm efeito sobre a inscrição. Apesar disso, os autores admitem que esta transferência de renda possa ser vista como benéfica apenas por razões de distribuição.

Uma prática que gerou discussões, a respeito do seu impacto sobre os níveis de pobreza dos estados brasileiros, foi a política de valorizações do salário mínimo. Barros *et al.* (2001) estimaram os impactos dos aumentos no salário mínimo, no período de 1995 a 1998, sobre o grau de pobreza do conjunto de seis regiões metropolitanas (RMs) brasileiras. Utilizando dados longitudinais da Pesquisa Mensal de Emprego (PME) do IBGE, seu trabalho decompõe as variações no grau da pobreza, que poderiam ser atribuídas aos aumentos do salário mínimo. Os resultados obtidos mostraram que os aumentos do salário mínimo tiveram um impacto significativo sobre o grau de pobreza metropolitano, e indicaram que um aumento de 10% no valor do salário mínimo reduziria o grau de pobreza em aproximadamente 4%. Contudo, quando os *unemployment effects* estão incluídos,

os efeitos de redução da pobreza desaparecem. Apesar dos resultados otimistas de Barros *et al.* (2001), o trabalho de Neumark, Cunningham e Siga (2006) conclui que não há evidência de que a política de salário mínimo no Brasil teve efeito em melhorar a renda das famílias da calda inferior da distribuição.

Em nível regional, salienta-se o dinamismo e a segmentação do mercado de trabalho como variáveis importantes por afetar, por exemplo, o crescimento econômico, as desigualdades e, por conseguinte, a pobreza. Nesse aspecto, Manso, Barreto e França (2010) investigam o problema do desequilíbrio regional brasileiro, para o período de 1995 a 2007, destacando a importância do mercado de trabalho por ampliar, por exemplo, os retornos educacionais. Todavia, o principal resultado observado pelos autores é que, apesar de se verificar uma contínua aproximação entre as regiões Nordeste e Sudeste em termos de renda familiar *per capita* e em termos de bem-estar, quando se pondera de forma mais intensa a renda dos mais pobres, verifica-se certo distanciamento entre as regiões. Segundo eles, os ganhos de produtividade no mercado de trabalho entre os pobres no Sudeste são bem mais intensos que no Nordeste, o que condicionaria um padrão de geração de renda com melhor distribuição na primeira região.

Outro ponto de destaque regional é a desigualdade de renda. Barros, Franco e Mendonça (2007) afirmam que, entre 2001 e 2005, a desigualdade de rendimentos do trabalho reduziu-se e contribuiu com metade da queda da desigualdade da renda familiar. Porém, os dados revelam que as regiões brasileiras apresentaram reduções diferenciadas na desigualdade de renda. Segundo dados das Pnads entre 1995 e 2012, com base no coeficiente de Gini, a região Sul reduziu em 17,2% a desigualdade, ao passo que a região Nordeste reduziu esse indicador somente em 10,3%.

Com relação à possibilidade de variáveis que afetam o movimento local da pobreza, espera-se que ocorra influência de condições sociais e geográficas, como, por exemplo, alterações nas condições de saúde, educação e demográficas, oriundas de estruturas políticas distintas entre estados. Assim, com foco nas condições de saúde, Soares (2007) descreve o padrão de redução da mortalidade infantil entre os municípios brasileiros entre 1970 e 2000, e analisa suas causas e consequências. O autor observa que as reduções na mortalidade no Brasil têm sido mais homoganeamente distribuídas do que em outros países, e destaca que os ganhos na expectativa de vida têm um valor no bem-estar equivalente a 39% do crescimento da renda *per capita*. Aponta, ainda, que as melhorias na educação, no acesso à água e no saneamento são possíveis determinantes das mudanças na expectativa de vida que não são correlacionadas com a renda. Por fim, mostra que a expectativa de vida teve um impacto significativo sobre o nível de bem-estar, mas não desempenhou o mesmo papel na redução da desigualdade de bem-estar, como fez em outros países.

Já a despeito da importância da educação, Ferreira e Veloso (2003) apresentam evidências detalhadas sobre mobilidade intergeracional de educação no Brasil. Seus resultados mostram que o grau de mobilidade intergeracional de educação no Brasil é menor que o observado nos países desenvolvidos e em desenvolvimento, com exceção da Colômbia. Além disso, o grau de mobilidade varia entre regiões e raças; em particular, a mobilidade é menor no Nordeste do que no Sudeste, e é mais baixa entre negros do que entre brancos. Os resultados dos autores revelam ainda que a mobilidade elevou-se de modo significativo para as coortes mais jovens, mas foi menor para filhos de pais com pouca escolaridade do que para filhos de pais com escolaridade mais elevada, com exceção de pais no topo da distribuição educacional.

3 FATOS ESTILIZADOS SOBRE POBREZA NO BRASIL

Esta seção tem o objetivo de apresentar, sucintamente, a dinâmica da pobreza no Brasil e suas macrorregiões. Assim, expõe-se, a seguir, gráficos e mapas sobre as variáveis utilizadas no estudo, tanto em nível de Brasil quanto para as macrorregiões Norte, Nordeste, Sul, Sudeste e Centro-Oeste.

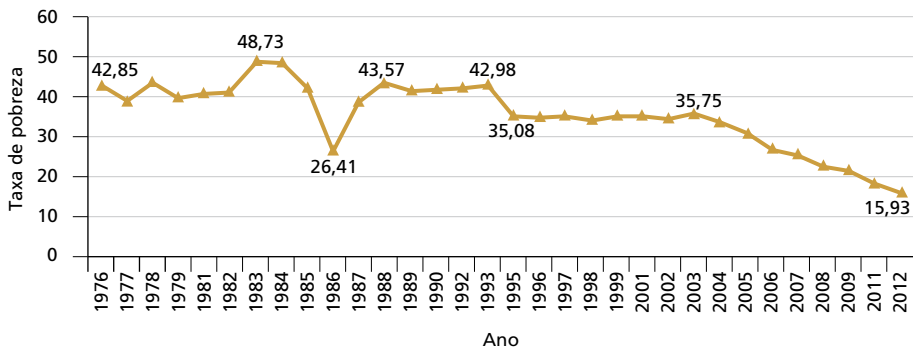
O gráfico 1 apresenta a variável percentual de pessoas na população total com renda domiciliar *per capita* inferior à linha de pobreza,¹¹ para economia brasileira nas últimas quatro décadas. Pode-se observar, para o período inicial da série, uma variabilidade da proporção de pobres, com destaque para a flutuação do ano de 1986, que pode ser atribuída às medidas de combate à hiperinflação adotadas pelo Plano Cruzado.¹² Para Ferreira, Leite e Litchfield (2008), há certo consenso entre analistas de que o aumento dos rendimentos médios e o correspondente declínio da pobreza, em 1986, refletem a natureza expansionista do plano de estabilização Cruzado.

A partir de 1995, ano posterior à implantação do Plano Real, constata-se uma redução de, aproximadamente, -18% na taxa de pobreza, permanecendo relativamente constante nos anos seguintes, em torno do patamar de 35%, indicando a manutenção dos impactos do Plano Real. Para Barros, Henriques e Mendonça (2000), a intensidade da queda na magnitude da pobreza ocorrida entre 1993 e 1995 foi menor do que em 1986. No entanto, para os autores a queda de 1986 não gerou resultados sustentados, como ocorreu com o Plano Real.

11. A linha de pobreza aqui considerada é o dobro de uma estimativa do valor de uma cesta de alimentos com o mínimo de calorias necessárias para suprir adequadamente uma pessoa, com base em recomendações da FAO e da OMS.

12. O Plano Cruzado, instituído pelo Decreto-Lei nº 2.283, de 28 de fevereiro de 1986, estabeleceu, entre várias medidas, o congelamento de preços e o reajuste automático dos salários sempre que a taxa de inflação acumulada ultrapassasse 20%. Essas políticas de renda fomentaram um aumento do poder de compra da população, reduzindo, em certa medida, o nível da pobreza nacional. Todavia, com o futuro fracasso do Plano Cruzado em controlar a inflação, a taxa de pobreza no ano seguinte retorna o patamar anterior à adoção do plano.

GRÁFICO 1
Evolução da proporção de pobres no Brasil (1976-2012)



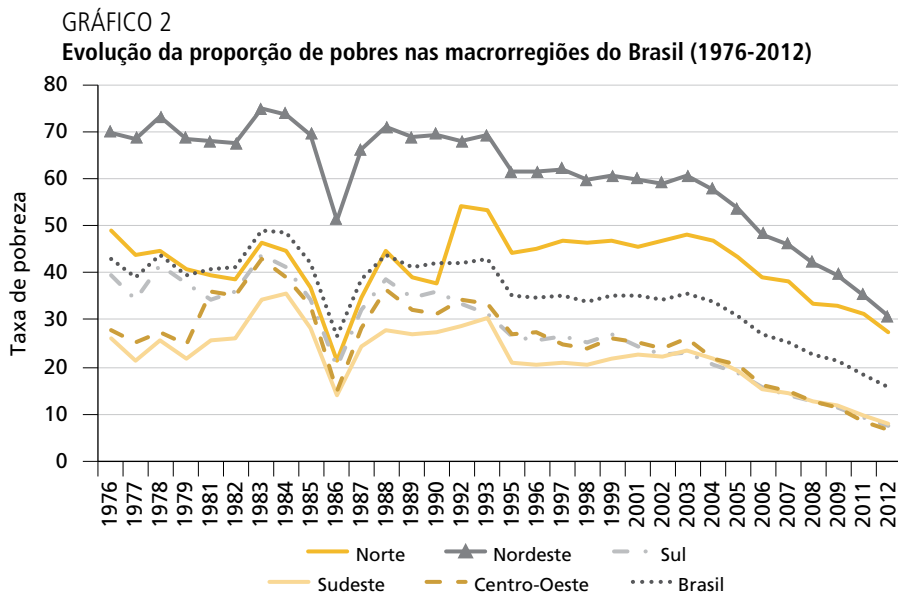
Fonte: Pnad/IBGE.
Elaboração dos autores.

Outro destaque na série são os anos posteriores a 2003, em que se observa uma diminuição acentuada e contínua no percentual de indivíduos pobres do Brasil, com esse valor reduzindo de 35,75%, no ano citado, para 15,93%, em 2012, o que representou, para o período, uma redução de -55,44% no indicador. O que explicou esse fato? Esse ano marca a ampliação e a focalização dos gastos em transferências condicionadas de renda que se iniciaram entre 2001 e 2003, com os programas Bolsa Escola, Bolsa Alimentação e Auxílio Gás, transformando-se, a partir de outubro de 2003, no Programa Bolsa Família.¹³ Ferreira, Leite e Ravallion (2010) afirmam que há fortes evidências de que o aumento do gasto social ajudou a reduzir a pobreza e a desigualdade no Brasil.

O gráfico 2 é elucidativo da evolução da taxa de pobreza nas macrorregiões do Brasil. Nota-se que a dinâmica temporal da variável nas macrorregiões apresentou certa semelhança. No entanto, destaca-se o fato de as regiões Norte e Nordeste possuírem taxas de pobreza superiores às demais regiões em todo o período abordado.

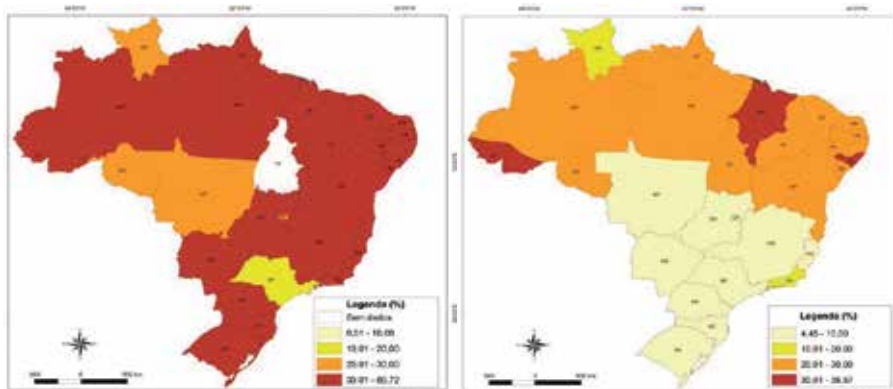
Não obstante a redução observada na proporção de pobres nas macrorregiões brasileiras desde a realização da primeira Pnad, em 1976, os dados revelam que as regiões Norte e Nordeste ainda apresentam taxas de pobreza elevadas (27,46% e 30,81%, respectivamente) para o ano de 2012, ao contrário do que se observa nas demais regiões, que apresentam cerca de 7% dos seus indivíduos pobres.

13. No ano de 2004 o Programa Bolsa Família detinha 6,5 milhões de beneficiários, que, somados, contabilizavam um dispêndio de R\$ 5,5 bilhões. Em 2012 o programa já contara com cerca de 13,9 milhões de beneficiários distribuídos em todos os estados brasileiros, e cujos benefícios pagos somavam em torno de R\$ 20,2 bilhões. Assim, no período 2004-2012 os gastos com o Bolsa Família triplicaram.



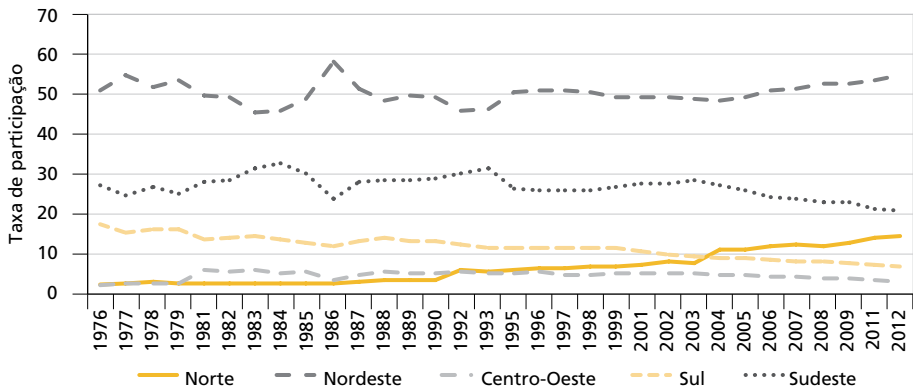
Fonte: Pnad/IBGE.
 Elaboração dos autores.

MAPA 1
Percentual de pobres por estados do Brasil (1976 e 2012)
 1A – 1976
 1B – 2012



Fonte: Pnad/IBGE.
 Elaboração dos autores com base no software ArcGIS.

GRÁFICO 3

Evolução da taxa de participação das macrorregiões brasileiras na pobreza nacional (1976-2012)

Fonte: Pnad/IBGE.

Elaboração dos autores.

Nota do Editorial: imagem cujos leiaute e textos não puderam ser padronizados e revisados em virtude das condições técnicas dos originais disponibilizados pelos autores para publicação.

Convém destacar que esse resultado negativo para as regiões Norte e Nordeste deve-se, em parte, à maior proeminência das demais regiões do país em reduzir suas taxas de pobreza, pois, quando se observam as taxas de variação no período de 1976 a 2012, as regiões Sul, Centro-Oeste e Sudeste reduziram em -80,96%, -75,67% e -79,43%, respectivamente, seus níveis de pobreza, ao passo que as regiões Norte e Nordeste apresentaram uma redução com menos intensidade (-43,82% e -55,83%, concomitantemente). Esses resultados podem ser melhor interpretados visualizando-se o mapa 1, que demonstra uma clara divisão do país no período atual.

Outro dado importante a ser analisado, e que está exposto no gráfico 3, é a evolução da taxa de participação das macrorregiões brasileiras no total da pobreza nacional. Essa variável é construída dividindo-se o número absoluto de pobres da macrorregião, desconsiderando o peso de sua população, sobre o montante de pobres do país.

Observa-se, inicialmente, que a região Nordeste continuamente se destacou por também possuir, em termos absolutos, a maior parcela de indivíduos em estado de pobreza do Brasil, seguida pela região Sudeste. Mesmo com a redução fortemente observada nos indicadores de pobreza a partir do ano 2003, uma particularidade importante constatada é o crescimento iniciado nesse ano da participação das regiões

Nordeste e Norte¹⁴ no total da pobreza nacional. Esse resultado, possivelmente, pode ser oriundo de características inerentes às regiões que geram dinâmicas diferenciadas das taxas de pobreza. Um exemplo desse argumento na literatura é a relação triangular entre crescimento, pobreza e desigualdade, definida por Bourguignon (2004). Segundo o autor, em sociedades com níveis de desigualdade mais elevada¹⁵ e uma população com um menor conjunto de dotações, os efeitos do crescimento da renda tendem a ter um impacto reduzido sobre os níveis de pobreza. Assim, a próxima seção apresenta a metodologia do modelo de fator dinâmico latente, que é uma alternativa para explicar os comportamentos das taxas de pobreza dos estados e das macrorregiões do Brasil, por meio da decomposição de suas flutuações em fatores nacional, regionais e estaduais.

4 METODOLOGIA

4.1 Dados

Os dados que viabilizaram o estudo foram obtidos junto ao Ipea, e são oriundos da Pnad elaborada pelo IBGE. Foram utilizados dados anuais da renda domiciliar *per capita* dos estados para os quais a Pnad estava continuamente disponível no período de 1976 a 2012, e, deste modo, construídas as respectivas taxas de pobreza utilizando como linha o dobro da estimativa regionalizada do valor de uma cesta de alimentos com a quantidade de calorias necessárias para suprir adequadamente um indivíduo, segundo recomendações da Organização Mundial da Saúde (OMS) e da Organização das Nações Unidas para Alimentação e Agricultura (FAO).¹⁶ Desse modo, essa forma de contabilização da pobreza é mais fidedigna por considerar os efeitos diferenciados de custo de vida para 24 regiões brasileiras. A amostra é formada por 25 estados e o Distrito Federal; a exceção é o estado do Tocantins, que foi criado apenas no ano de 1988. Destaca-se, também, que a Pnad não foi realizada nos anos de 1980, 1986, 1991, 1994, 2000 e 2010; assim, para dirimir a perda de graus de liberdade, para esses anos foram calculadas as médias entre os períodos imediatamente posterior e anterior, de modo a preencher os valores dos citados anos. Portanto, são 37 observações da taxa de pobreza (1976-2012) para cada estado, totalizando uma amostra com 962 observações.

14. Antes de 2004 a Pnad não captava a pobreza das áreas rurais do Norte brasileiro; assim, isso pode ter influenciado uma subestimação dos valores da região.

15. Segundo dados das Pnads, com base no coeficiente de Gini, os estados das regiões Norte e Nordeste apresentam, em geral, as maiores taxas de desigualdade de renda do Brasil.

16. Os dados e a metodologia de contabilização da pobreza estão disponíveis em: <<https://goo.gl/XcZwvr>>. Acesso em: 6 jul. 2018.

TABELA 1
Estatística descritiva das taxas de pobreza dos estados brasileiros (1976-2012)

Estado	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
a) Norte				
Acre	38,59	7,23	17,32	51,11
Amazonas	38,18	8,82	18,36	54,66
Amapá	37,11	12,26	3,860	61,46
Pará	45,37	7,74	27,61	55,96
Rondônia	28,84	7,70	8,260	45,16
Roraima	26,86	2,56	1,670	56,53
Alagoas	61,81	10,39	34,64	73,70
Bahia	56,52	11,55	27,87	70,27
Ceará	59,82	14,46	28,30	79,19
Maranhão	66,12	12,83	36,57	83,24
Paraíba	60,48	15,18	26,91	81,08
Pernambuco	57,74	11,43	27,37	71,71
Piauí	66,72	17,49	27,64	86,72
Rio Grande do Norte	55,56	14,30	23,55	77,50
Sergipe	54,24	13,07	24,07	72,46
b) Sul				
Espírito Santo	27,09	11,01	6,000	46,10
Minas Gerais	28,37	11,19	6,440	47,26
Rio de Janeiro	24,11	7,16	10,54	38,80
São Paulo	16,95	5,19	7,050	27,94
Paraná	31,08	12,99	6,880	51,06
Rio Grande do Sul	25,46	8,16	8,400	38,47
Santa Catarina	21,95	11,28	4,210	41,36
Distrito Federal	20,23	6,27	7,290	32,62
Goiás	26,94	10,78	5,900	46,60
Mato Grosso do Sul	24,13	10,34	5,500	44,25
Mato Grosso	25,40	9,53	7,350	41,77

Fonte: Pnad/IBGE.
 Elaboração dos autores.

As estatísticas descritivas da tabela 1 mostram que os estados da região Norte, que representam a junção das macrorregiões Norte e Nordeste, segundo a classificação utilizada pelo IBGE, foram os que apresentaram as maiores taxas médias de pobreza no período.

4.2 O modelo de fator dinâmico latente

O modelo de fator dinâmico latente é dado por:

$$y_{i,t} = \beta_i^n f_t^n + \beta_i^r f_{j,t}^r + \varepsilon_{it}, \quad (2)$$

onde $y_{i,t}$ é a taxa de pobreza do estado i ($i = 1, \dots, N$) a partir do ano $t - 1$ ao t ($t = 1, \dots, T$). O primeiro fator (f_t^n) é comum a todas as $N = 26$ taxas de pobreza estaduais que foram consideradas. Os fatores regionais ($f_{j,t}^r$) são comuns aos estados em cada uma das $J = 2$ regiões específicas do Brasil. Optou-se por duas regiões para que se garantisse um número de estados suficientemente grande para as estimações de β_i^r e $f_{j,t}^r$. Os coeficientes β_i^n e β_i^r medem as respostas da taxa de pobreza de um estado individualmente a mudanças nos fatores nacional e regionais, respectivamente. Um alto β_i^n , por exemplo, significa que a taxa de pobreza do estado responde mais fortemente ao fator nacional da pobreza. Finalmente, ε_{it} é o termo particular ou componente idiossincrático do estado.

Como ε_{it} , f_t^n e $f_{j,t}^r$ seguem processos autorregressivos (AR), (2) é o modelo de fator dinâmico latente. Cada componente idiossincrático segue um processo AR (p):

$$\varepsilon_{it} = \rho_{i1} \varepsilon_{i,t-1} + \dots + \rho_{i,p} \varepsilon_{i,t-p} + u_{i,t}, \quad (3)$$

onde $u_{i,t} \sim N(0, \sigma_i^2)$ e $E(u_{i,t} u_{i,t-s}) = 0$ para $s \neq 0$. Da mesma forma, os processos AR (q) geram os fatores nacional e regional:

$$f_t^n = \rho_1^n f_{t-1}^n + \dots + \rho_q^n f_{t-q}^n + u_t^n, \quad (4)$$

$$f_{j,t}^r = \rho_{j,1}^r f_{j,t-1}^r + \dots + \rho_{j,q}^r f_{j,t-q}^r + u_{j,t}^r \quad (j = 1, \dots, J), \quad (5)$$

onde $u_t^n \sim N(0, \sigma_n^2)$, $u_{j,t}^r \sim N(0, \sigma_{j,r}^2)$ e $E(u_t^n u_{t-s}^n) = E(u_{j,t}^r u_{j,t-s}^r) = 0$ para $s \neq 0$. Como é padrão na literatura, é assumido que os choques em (3)-(5) não são correlacionados contemporaneamente em todos os *leads* e *lags*; assim, os fatores nacional, regionais e estaduais são ortogonais. As ordens dos processos AR (p e q) foram construídas com valor igual a dois ao estimar o modelo de fator dinâmico. Outros valores diferentes de zero para p e q produzem resultados semelhantes.

A análise do modelo de fator dinâmico nas equações (3)-(6) consiste na especificação de uma densidade de probabilidade gaussiana para os dados $\{y_t\}$, condicionais a um conjunto de parâmetros η e um conjunto de variáveis latentes $\{f_t\}$. Chama-se essa função densidade de $g_y(Y|\eta, F)$, onde Y denota o $MNT \times 1$ vetor de dados observáveis (M representa o número de séries temporais por estado) e F denota o $KT \times 1$ vetor de fatores dinâmicos (K é a dimensão dos processos estocásticos dos fatores). Além disso, há uma especificação de uma densidade de probabilidade gaussiana $g_f(F)$ para o próprio F . Dada a distribuição prévia para η , $\pi(\eta)$, a distribuição posterior conjunta e as variáveis latentes são dadas pelo produto da verossimilhança e as funções prévias, $h(\eta, F|Y) = g_y(Y|\eta, F)g_f(F)\pi(\eta)$.

Vale ressaltar que o modelo de fator dinâmico atribui todos os comovimentos nas taxas de pobreza estaduais aos fatores nacional e regional f_t^n e $f_{j,t}^r$, por meio dos coeficientes β_i^n e β_i^r . No extremo, o estado com $\beta_i^n = \beta_i^r = 0$ terá, portanto, sua taxa de pobreza explicada pelo componente idiossincrático ($y_{i,t} = \varepsilon_{it}$), visualizada sem covariação com as taxas de pobreza dos outros estados.

A natureza latente dos fatores em (2) exclui a possibilidade de utilização de métodos de regressão convencionais para definir o modelo. Desse modo, segue-se Neely e Rapach (2011) e Kose, Otrok e Whiteman (2003; 2008) para estimar o modelo econométrico por meio do uso de técnicas bayesianas de aumento de dados (Tanner e Wong, 1987). Como apontado por Kose, Otrok e Whiteman (2003), os procedimentos bayesianos lidam eficientemente com grandes seções transversais de dados e um grande número de fatores em modelos de fatores dinâmicos. Utilizando o procedimento de cadeias de Markov Monte Carlo (MCMC), a estimação bayesiana implica o desenho de simulações a partir da distribuição posterior completa para os parâmetros e fatores do modelo esboçados sucessivamente a partir de uma série de distribuições condicionais. As propriedades da distribuição *a posteriori* dos parâmetros e dos fatores do modelo são baseadas em 200.000 repetições MCMC após 20.000 repetições *burn-in*.

Para programar a análise bayesiana, foram usadas as seguintes combinações conjugadas, que são semelhantes às utilizadas em Kose, Otrok e Whiteman (2003):

$$(\beta_i^n, \beta_i^r)' \sim N(0, I_2) (i = 1, \dots, N), \quad (6)$$

$$(\rho_{i,1}, \dots, \rho_{i,p})' \sim N[0, \text{diag}(1, 0.5, \dots, 0.5^{p-1})] (i = 1, \dots, N), \quad (7)$$

$$(\rho_1^n, \dots, \rho_q^n)' \sim N[0, \text{diag}(1, 0.5, \dots, 0.5^{q-1})], \quad (8)$$

$$(\rho_{j,1}^r, \dots, \rho_{j,q}^r)' \sim N[0, \text{diag}(1, 0.5, \dots, 0.5^{q-1})] (j = 1, \dots, J), \quad (9)$$

$$\sigma_i^2 \sim IG(6, 0.001)(i = 1, \dots, N), \quad (10)$$

onde IG indica a distribuição gama inversa. Essas são propriedades reconhecidas na literatura, e os resultados não são sensíveis a perturbações razoáveis delas. As equações (7)-(9) implicam que as distribuições *a priori* para os parâmetros AR tornam-se mais firmemente centradas em zero à medida que se aumenta o comprimento dos *lags*.

Outra característica importante dessa metodologia é a possibilidade de aferir o grau de influência nacional sobre as taxas de pobreza estaduais, por meio do cálculo da contribuição do fator nacional para a variabilidade total das taxas de pobreza de um estado. Esta decomposição da variância é simples de ser calculada para fatores ortogonais:

$$\theta_i^n = (\beta_i^n)^2 \text{var}(f_t^n) / \text{var}(y_{i,t})(i = 1, \dots, N), \quad (11)$$

onde:

$$\text{var}(y_{i,t}) = (\beta_i^n)^2 \text{var}(f_t^n) + (\beta_i^r)^2 \text{var}(f_{j,t}^r) + \text{var}(\varepsilon_{i,t})(i = 1, \dots, N), \quad (12)$$

e θ_i^n é a proporção da variabilidade total na taxa de pobreza no estado i atribuível ao fator nacional. As magnitudes relativas de θ_i^n e θ_j^n , por exemplo, dependem tanto dos coeficientes fatoriais quanto da volatilidade da pobreza relativa nos estados i e j . As proporções da variabilidade total da taxa de pobreza do estado i atribuível ao fator regional e local (θ_i^r e θ_i^l , respectivamente) são definidas de forma semelhante. Como θ_i^n , θ_i^r e θ_i^l são funções dos parâmetros e dados do modelo, o algoritmo MCMC desenha, a partir das respectivas distribuições posteriores, cada estatística para cada replicação e para cada estado.

Ressalta-se que o modelo econométrico utilizado aqui é uma aplicação do modelo multifatorial dinâmico não observável empregado em Kose, Otrok e Whiteman (2003)¹⁷ e Neely e Rapach (2011). Tais modelos são as contrapartidas dinâmicas para modelos de fatores não observados estáticos que são comuns em psicologia. Um modelo de fator estático fornece uma descrição da matriz de variância-covariância de um conjunto de variáveis aleatórias; o método de componentes principais é uma aplicação desta ideia. Já um modelo de fator dinâmico é mais completo, pois fornece uma descrição da densidade espectral de um conjunto de séries de tempo, e, assim, os fatores descrevem a covariância contemporânea e temporal entre as variáveis.

17. O código Matlab usado para gerar os resultados da estimação bayesiana é baseado no código Gauss, gentilmente cedido por Christopher Otrok por meio de seu *website*.

5 RESULTADOS

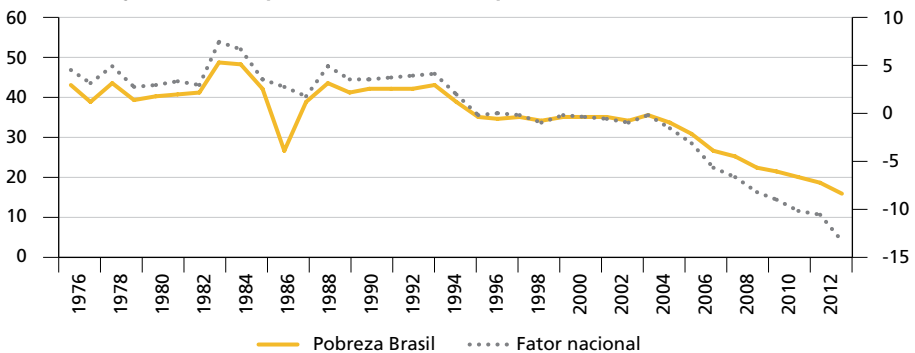
Esta seção apresenta os resultados da estimação do modelo de fator dinâmico latente bayesiano, além de discutir os padrões da série histórica do fator nacional e dos fatores regionais, à medida que cada um dos fatores explica as taxas de pobreza estaduais por meio das decomposições da variância (θ_i^n , θ_i^r , e θ_i^l).

5.1 Fatores nacional e regionais

Nesta subseção são apresentados os resultados da dinâmica dos fatores nacional e regionais relativos às respectivas taxas médias de pobreza. Ressalta-se que os fatores regionais são oriundos da divisão do Brasil em duas grandes regiões: Norte e Sul. A região Norte é formada pelos estados que compõem as macrorregiões Norte e Nordeste pela divisão tradicional elaborada pelo IBGE, e a região Sul pelos estados das macrorregiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste. Essa divisão utilizada no trabalho fundamenta-se no fato de os estados da suposta região Norte exibirem níveis de pobreza bem superiores às demais unidades geográficas do país.¹⁸

GRÁFICO 4

Evolução da taxa de pobreza no Brasil e comportamento do fator nacional (1976-2012)



Fonte: Pnad/IBGE.

Elaboração dos autores.

Adverte-se que qualquer divisão em grupos regionais é, em certa medida, subjetiva. Contudo, isso não acarreta problemas econométricos, uma vez que os fatores nacionais e regionais são ortogonais no modelo de fator dinâmico; portanto, inferir sobre o fator nacional não depende do agrupamento regional. Ou seja, obtêm-se as mesmas estimativas de f_t^n , β_i^n e θ_i^n para qualquer agrupamento regional.

Nesse sentido, o gráfico 4 exhibe conjuntamente a evolução da taxa de pobreza média do Brasil e o comportamento do fator nacional. Essa estratégia de exposição demonstra a similaridade entre o comportamento do fator nacional

18. Veja o comentário do tamanho da amostra.

e a taxa de pobreza nacional no período de 1976 a 2012.¹⁹ Nota-se que há uma volatilidade acentuada no período compreendido entre 1976 e 1993, mas sem quebra de tendência em ambas as variáveis. Porém, as estimativas do fator nacional sugerem que a adoção do Plano Real, entre 1993 e 1994, teve forte influência em modificar a taxa de pobreza nacional, já que foi responsável por reduzir a inflação acumulada, medida pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), de 2.477,15%, no ano de 1993, para 22,41%, no ano de 1995. Outro ponto de destaque é a forte e acentuada redução esboçada na série do fator nacional e acompanhada pela taxa de pobreza a partir do ano de 2003, que pode ser atribuído, em parte, à expansão dos programas de transferência de renda consolidados no Bolsa Família²⁰ e à forte valorização do salário mínimo a partir desse ano.²¹

Obviamente, como os fatores não são observáveis e tem-se apenas uma estimativa de seu comportamento com base em hipóteses de séries de tempo, não se pode inferir de imediato o que é o fator nacional. Entretanto, a literatura tem dado considerável importância à estabilização econômica proveniente do Plano Real e às políticas de transferências de renda em modificar a pobreza no Brasil.

Segundo Souza (2011), as evidências empíricas dos programas sociais e do Bolsa Família demonstram sua efetividade em focalizar as transferências de renda para as famílias mais pobres, mas não em estimular de maneira significativa a acumulação de capital humano das novas gerações, que é um de seus propósitos. Contudo, para o autor, criou-se no Brasil uma tecnologia de políticas públicas de alcance aos mais pobres.

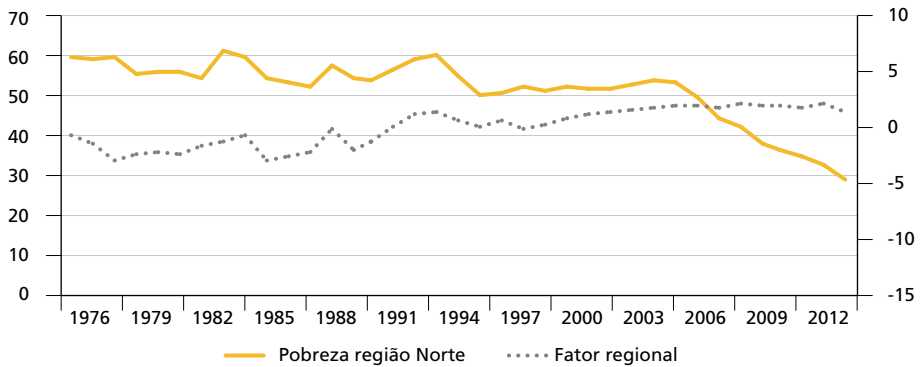
Na opinião de Rocha (2013), o Plano Real “colocou um ponto final na inflação elevada e crônica, e alterou radicalmente a vida dos brasileiros e a gestão do Estado, abrindo caminho para progressos mais rápidos em outras áreas”. Para ela, as transferências de renda tiveram efeitos importantes na redução da desigualdade e no aumento da renda dos mais pobres, principalmente quando se leva em consideração a relação custo-benefício. Todavia, para a autora a principal variável que permitiu essa diminuição de forma sustentada da pobreza, notadamente a partir de 2003, foi o funcionamento favorável do mercado de trabalho.

19. Considerando a volatilidade da série, foi empregado o teste de raiz unitária de Levin, Lin e Chu (2002), que demonstrou a estacionariedade das séries. Os resultados do teste encontram-se no apêndice deste artigo.

20. A decomposição das fontes de rendimento pessoal, a partir dos dados da Pnad/IBGE, mostra que a renda proveniente de “projetos sociais e outras” cresceu fortemente em todos os estados brasileiros a partir de 2003, sendo, na maioria dos casos, a fonte com maior crescimento. No apêndice deste artigo encontram-se as tabelas com essas informações.

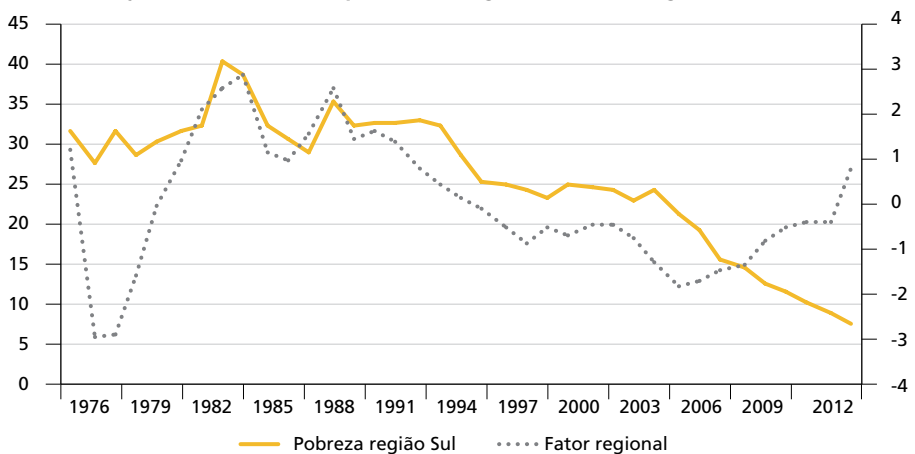
21. O salário mínimo real, medido em reais do ano de 2014 e deflacionado pelo INPC, valorizou-se 90,33% entre janeiro de 2003 e janeiro de 2012.

GRÁFICO 5
Evolução da taxa média de pobreza na Região Norte e fator regional (1976-2012)



Fonte: Pnad/IBGE.
 Elaboração dos autores.

GRÁFICO 6
Evolução da taxa média de pobreza na região Sul e fator regional (1976-2012)



Fonte: Pnad/IBGE.
 Elaboração dos autores.

Já com relação à possibilidade de existência de trajetórias comuns na pobreza regional brasileira, apresentam-se os resultados da decomposição dos fatores regionais nos gráficos 5 e 6, que são, respectivamente, evoluções da pobreza média da região Norte e fator regional norte, e pobreza média da região Sul e fator regional sul. Os dados demonstram razoável sensibilidade entre o comportamento dos fatores e as taxas de pobreza. Porém, em ambas as regiões destaca-se o fato de os fatores regionais terem trajetória nitidamente diferente da taxa de pobreza a partir do ano de 2003. Vale ressaltar, ainda, o forte e curioso crescimento do fator regional sul iniciado no

citado ano. Nas próximas seções apresentam-se os resultados da decomposição da variância dos fatores, que expõem de maneira mais nítida os diferenciais regionais.

5.2 Decomposição da variância

Com o intuito de ter uma dimensão exata do grau da proporção da variação da pobreza que é devida aos fatores nacional, regional e local, apresentam-se, na tabela 2, os valores da decomposição da variância dos fatores para os estados brasileiros no período de 1976 a 2012.

Os resultados indicam que, em média, o fator nacional foi responsável por explicar, aproximadamente, três quartos da volatilidade da taxa de pobreza dos estados do Brasil. As exceções foram os estados da região Norte (Acre, Amazonas, Rondônia, Amapá e Roraima), que apresentaram forte fator idiossincrático e regional. Destaca-se que esses estados possuem características únicas em seu território: cidades isoladas, extensas áreas de mata e carência de investimentos em infraestrutura marcaram um subdesenvolvimento da região em relação a outras partes do país.

Ademais, no que se refere à região Sul, observa-se que o estado de São Paulo (63,6%) e o Distrito Federal (66,9%) apresentaram uma menor influência do fator nacional sobre a variação da pobreza; em contrapartida, exibiram uma considerável influência do fator idiossincrático (32,9% e 29,7%, respectivamente). Esse resultado advém, provavelmente, do fato de São Paulo ser o estado de maior dinâmica econômica do país, apresentando maior PIB e menor informalidade no mercado de trabalho; e Brasília, por ter o maior PIB *per capita* e concentrar a maior parte das atividades da administração pública federal.

TABELA 2

Decomposição da variância da taxa de pobreza para os estados do Brasil (1976-1994, 1995-2012 e 1976-2012)

Estado/fator	Nacional (1976-1994)	Nacional (1995-2012)	Nacional (1976-2012)	Regional (1976-1994)	Regional (1995-2012)	Regional (1976-2012)	Local (1976-1994)	Local (1995-2012)	Local (1976-2012)
Acre	8,22	15,98	6,91	13,76	52,40	29,20	78,02	31,63	63,90
Amazonas	6,96	49,78	0,91	47,17	24,13	53,00	45,87	26,09	46,00
Pará	22,54	73,19	73,20	42,74	23,01	10,70	34,72	3,80	16,00
Rondônia	2,43	47,52	13,40	57,62	33,48	48,80	39,95	19,00	37,80
Amapá	1,55	14,15	10,80	12,22	13,56	5,89	86,23	72,29	83,30
Roraima	2,98	12,47	9,62	17,26	56,59	17,60	79,76	30,94	72,80
<i>Região Norte</i>	7,45	35,52	19,01	31,80	33,86	27,50	60,76	30,63	53,30
Maranhão	5,52	77,14	91,00	26,72	19,65	2,72	67,76	3,21	6,24
Piauí	39,30	78,34	94,80	26,06	20,48	3,13	34,64	1,18	2,10
Ceará	58,53	78,31	96,90	17,13	20,91	1,71	24,34	0,78	1,39
Rio Grande do Norte	64,76	76,62	97,20	7,08	22,37	1,04	28,16	1,01	1,77
Paraíba	38,87	73,70	93,90	18,93	23,33	2,46	42,21	2,97	3,59

(Continua)

(Continuação)

Estado/fator	Nacional (1976-1994)	Nacional (1995-2012)	Nacional (1976-2012)	Regional (1976-1994)	Regional (1995-2012)	Regional (1976-2012)	Local (1976-1994)	Local (1995-2012)	Local (1976-2012)
Pernambuco	62,12	71,34	95,70	14,13	27,41	0,74	23,75	1,25	3,55
Alagoas	32,14	68,02	90,90	3,81	30,53	0,84	64,05	1,46	8,22
Sergipe	58,67	79,01	96,50	14,36	19,28	1,43	26,97	1,71	2,08
Bahia	40,98	78,52	94,40	18,57	20,73	0,82	40,44	0,75	4,81
<i>Região Nordeste</i>	44,54	75,67	94,60	16,31	22,74	1,70	39,15	1,59	3,70
Minas Gerais	66,47	79,79	95,40	14,95	19,82	2,49	18,58	0,39	2,11
Espírito Santo	18,10	78,88	84,50	32,53	19,67	6,32	49,37	1,45	9,20
Rio de Janeiro	26,02	71,12	82,30	30,10	23,20	4,18	43,88	5,67	13,50
São Paulo	39,99	54,26	63,70	32,99	40,26	3,40	27,03	5,48	32,90
<i>Região Sudeste</i>	37,65	71,01	81,50	27,64	25,74	4,10	34,72	3,25	14,40
Paraná	55,10	79,60	92,20	13,49	19,19	1,35	31,41	1,21	6,41
Santa Catarina	59,93	77,04	86,10	15,14	20,09	2,88	24,93	2,87	11,00
Rio Grande do Sul	65,25	78,30	94,90	4,53	20,80	0,75	30,23	0,91	4,36
<i>Região Sul</i>	60,09	78,31	91,10	11,05	20,03	1,70	28,86	1,66	7,30
Mato Grosso do Sul	57,44	77,36	94,50	3,11	19,87	0,25	39,45	2,76	5,27
Mato Grosso	33,51	77,20	86,60	33,05	19,31	4,14	33,44	3,49	9,24
Goiás	41,22	79,50	91,30	22,85	19,29	3,15	35,93	1,21	5,55
Distrito Federal	28,47	56,34	66,90	33,49	37,48	3,36	38,04	6,18	29,70
<i>Região Centro-Oeste</i>	40,16	72,60	84,80	23,13	23,99	2,70	36,72	3,41	12,40
Brasil	36,04	65,52	73,20	22,07	25,65	8,17	41,89	8,83	18,60

Fonte: Pnad/IBGE.

Elaboração do autor.

5.3 Análise por subamostras

Como exercício adicional, buscando refinar a investigação, foi realizado o procedimento de estimação para os subperíodos de 1976 a 1994 e 1995 a 2012.²² Desse modo, além de reconhecer a inflexão que o Plano Real constitui para a economia brasileira, busca-se corrigir eventuais problemas de variabilidade dos

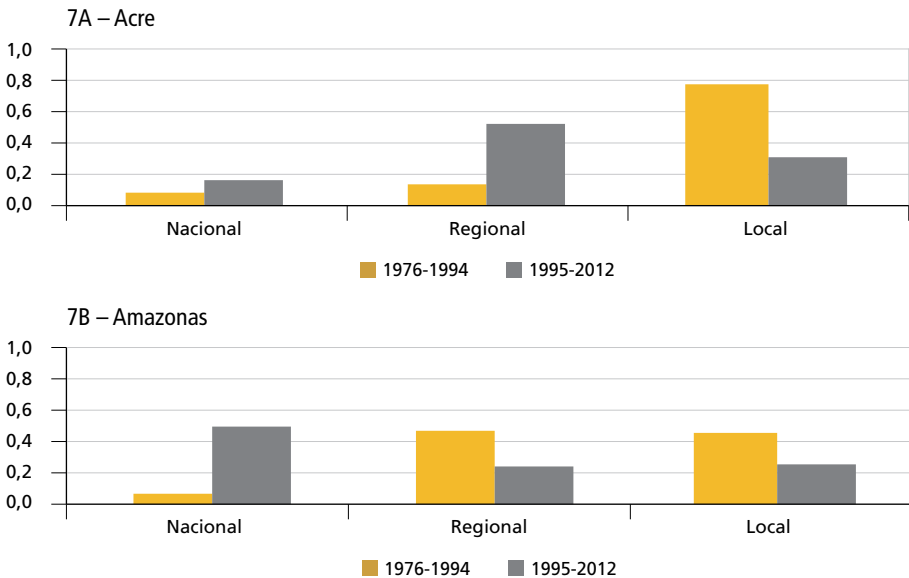
22. O primeiro subperíodo corresponde ao desequilíbrio macroeconômico brasileiro, com déficits orçamentários persistentes, alta inflação, distorções comerciais, ampla propriedade do governo de empresas em determinados setores produtivos e um ineficiente e mau sistema de segurança social que não atingia a maioria dos pobres. O segundo subperíodo corresponde à primazia do Plano Real, em que: a inflação foi mantida sob controle; o equilíbrio fiscal restaurado; as quotas de importação foram substituídas por tarifas harmonizadas; algumas empresas estatais foram privatizadas; e, ao mesmo tempo, essas políticas foram acompanhadas por uma significativa expansão das transferências de seguridade e assistência social.

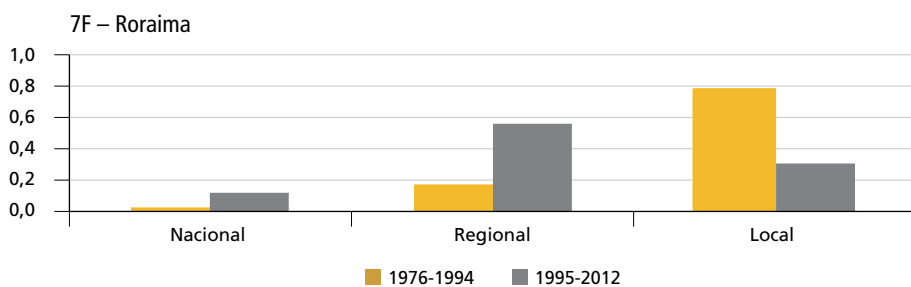
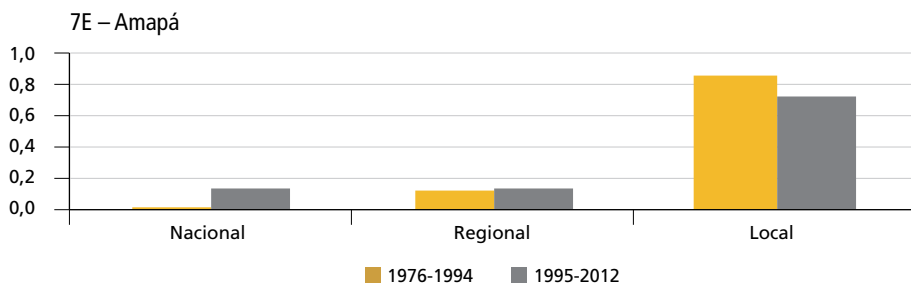
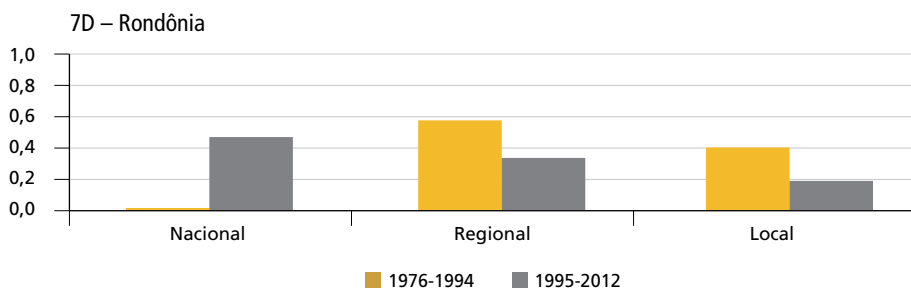
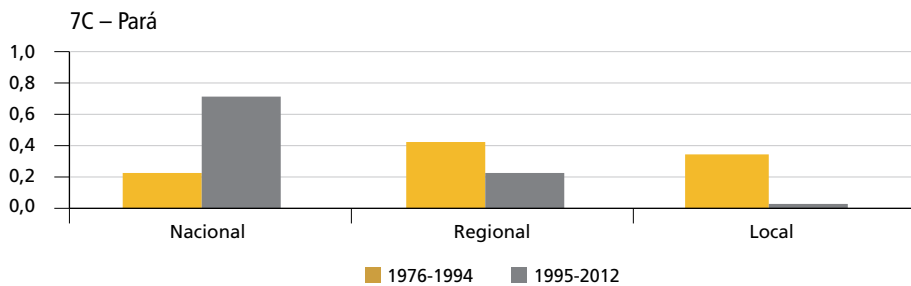
coeficientes ao longo de grandes espaços de tempo, dado que a série de pobreza reduziu consideravelmente nos últimos anos.

Assim sendo, o gráfico 7 exibe a decomposição da variância da taxa de pobreza dos fatores nacional, regional e local dos estados brasileiros para os subperíodos de 1976 a 1994 (barras amarelas) e 1995 a 2012 (barras cinzas). Nota-se que, no primeiro momento, houve uma predominância da participação do fator local em explicar oscilações da pobreza na maioria dos estados, de tal modo que o valor médio da variância do fator local foi de 41,9%, ao passo que a média da variância do fator nacional (36,0%) e do fator regional (22,1%) para os estados do Brasil foram menores no período de 1976 a 1994. No entanto, para a subamostra de 1995 a 2012 há uma mudança considerável. Pode-se notar que o fator nacional cresce em todas as Unidades da Federação (UFs). Dessa maneira, o valor médio da variância da pobreza que é atribuída ao fator nacional passa a ser 65,5%; a do fator regional permanece, relativamente, estável (25,6%); e a média da variância do fator local reduz-se para 8,8%.

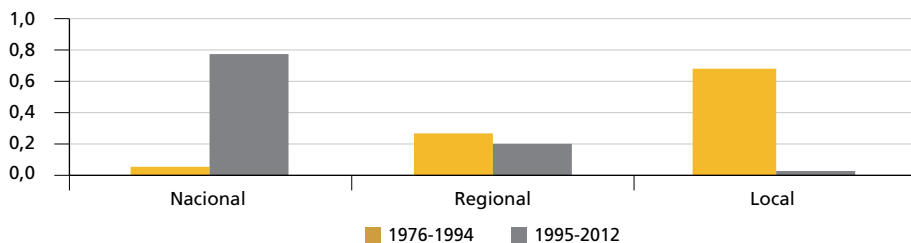
GRÁFICO 7

Decomposição da variância da taxa de pobreza dos estados brasileiros por subamostras (1976-1994 e 1995-2012)

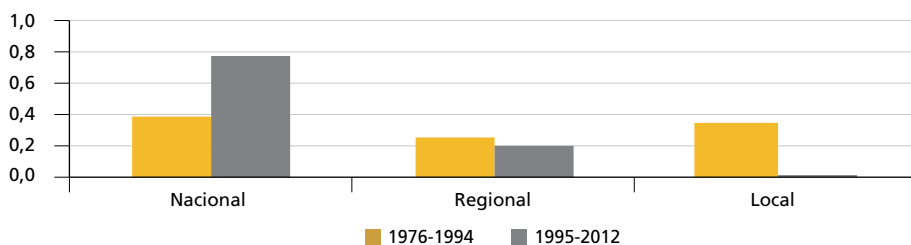




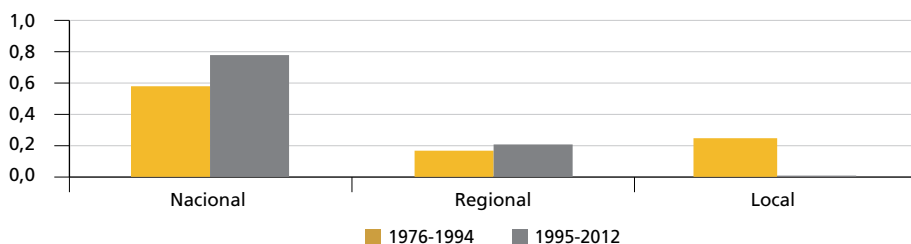
7G – Maranhão



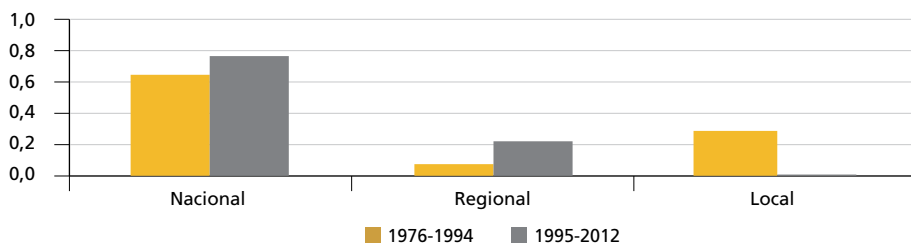
7H – Piauí



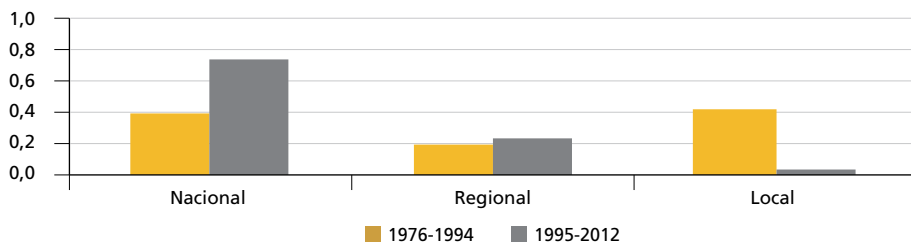
7I – Ceará



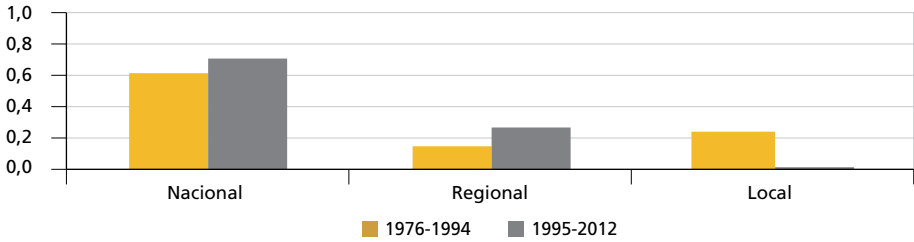
7J – Rio Grande do Norte



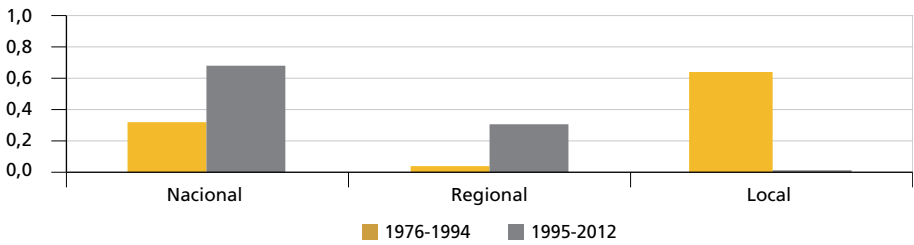
7K – Paraíba



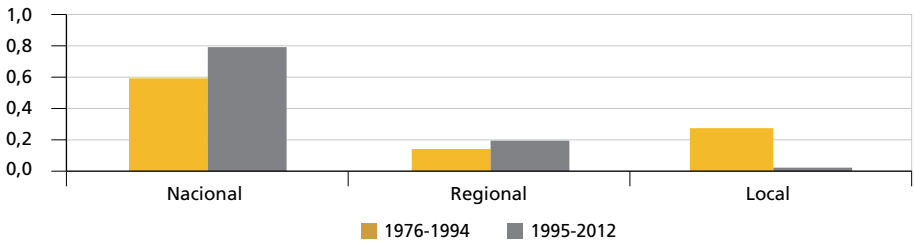
7L – Pernambuco



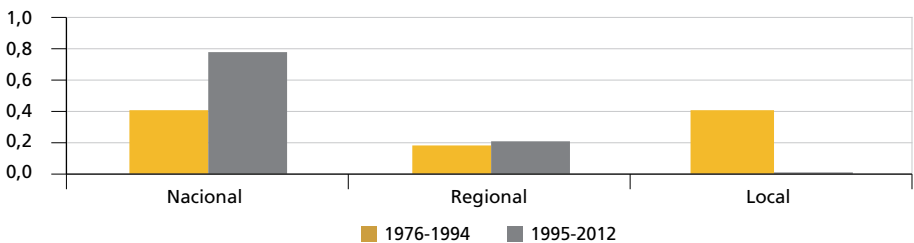
7M – Alagoas



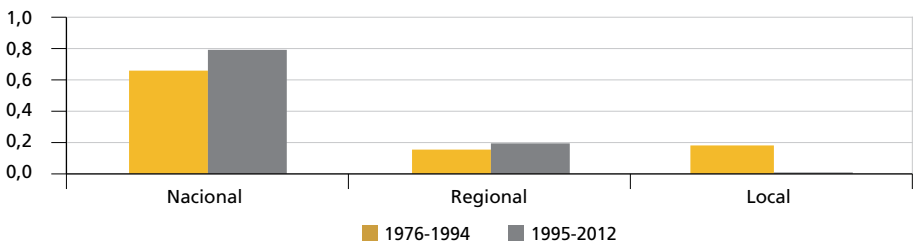
7N – Sergipe



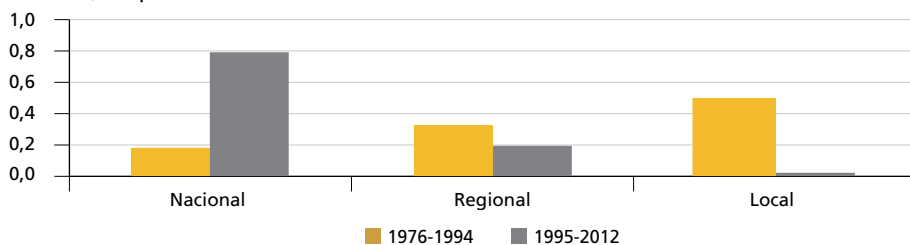
7O – Bahia



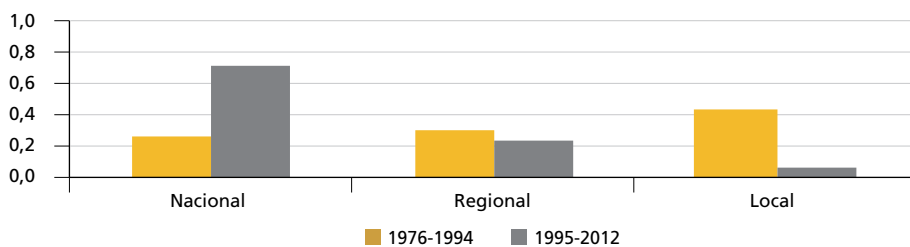
7P – Minas Gerais



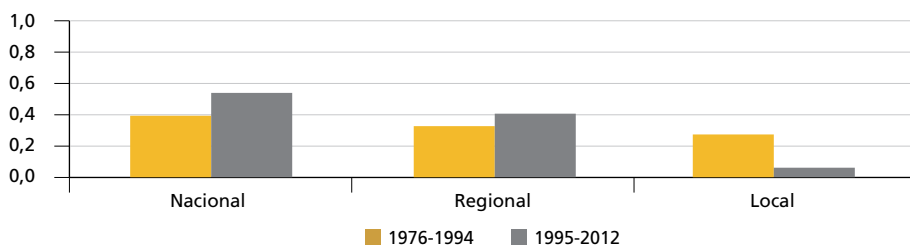
7Q – Espírito Santo



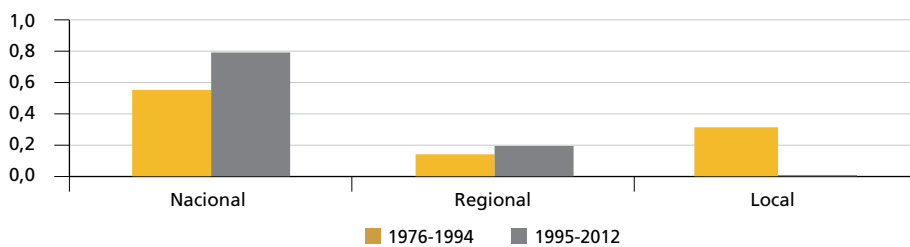
7R – Rio de Janeiro

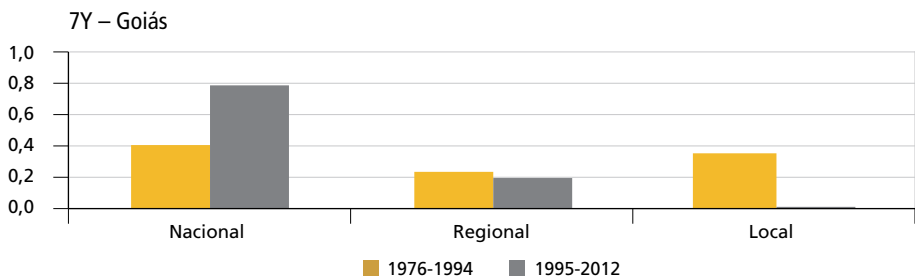
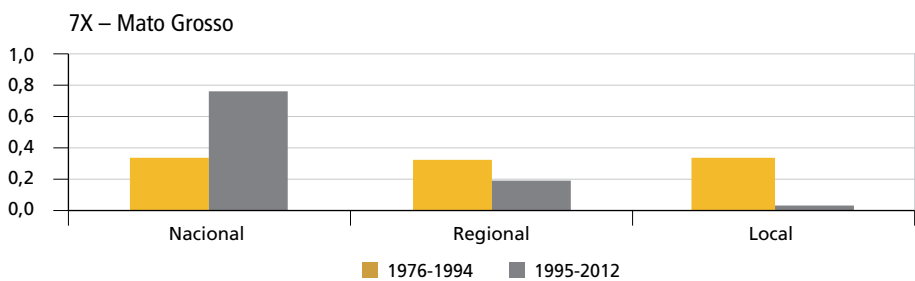
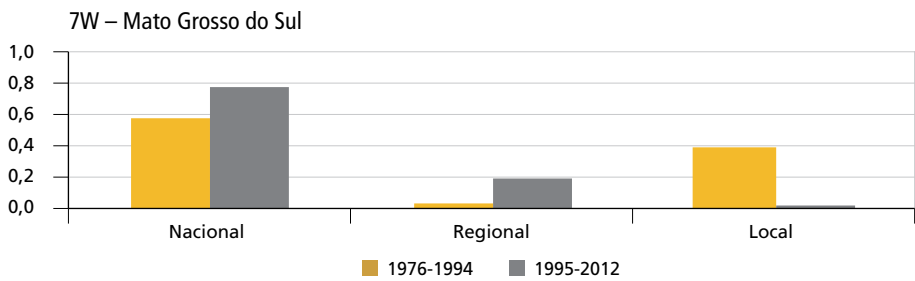
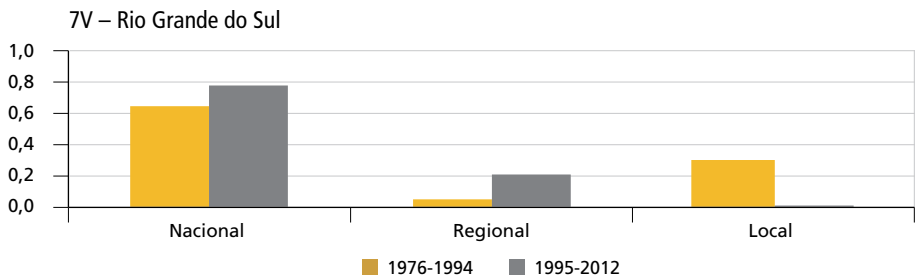
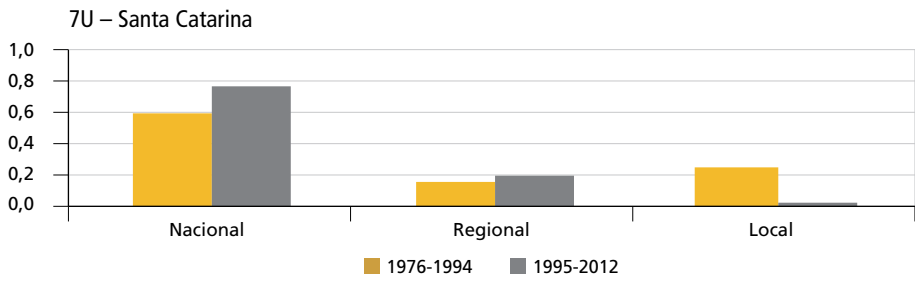


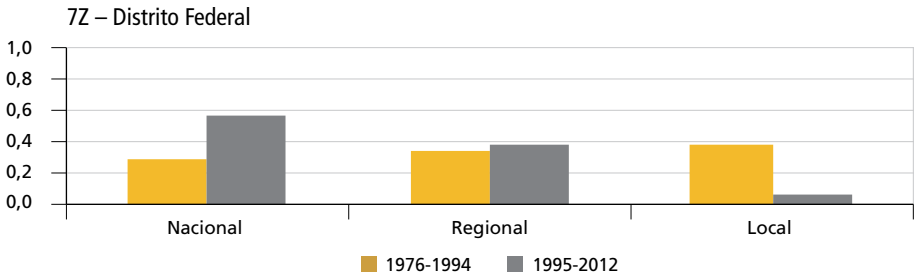
7S – São Paulo



7T – Paraná



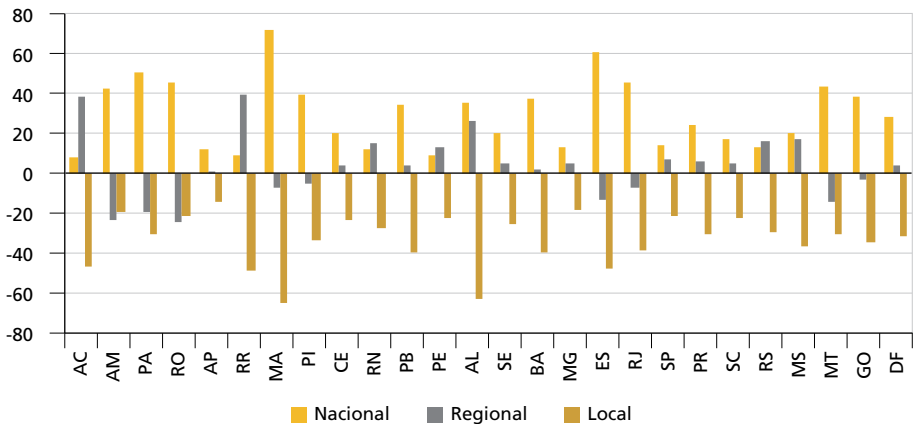




Elaboração dos autores.

O gráfico 8, que apresenta a taxa de variação da parcela da variância atribuível aos fatores nacional, regional e local entre os períodos analisados, deixa evidente a inversão entre os fatores local e nacional. Observa-se que a importância do fator nacional em alterar a taxa de pobreza cresceu em todos os estados, ao contrário do que ocorreu com o fator local, que teve uma redução em todas as UFs. Destaca-se o estado do Maranhão, que apresentou o maior crescimento da variância da pobreza oriunda do fator nacional, passando de 5,51%, no período 1976-1994, para 77,1%, entre 1995 e 2012, ou seja, apresentou um crescimento de 71,6 pontos percentuais (p.p.).

GRÁFICO 8
Taxa de variação da parcela da variância da pobreza atribuível aos fatores nacional, regional e idiossincrático entre os períodos em análise (1976-1994 e 1995-2012)



Elaboração dos autores.

Esses resultados demonstram a importância exercida pela mudança no contexto macroeconômico nacional, notadamente a partir de 1995, em alterar a pobreza no Brasil. Pode-se fazer referência, como fonte dessas causas, às já citadas políticas macroeconômicas que permitiram a estabilização monetária e o equilíbrio das finanças

públicas, desencadeando, com isso, a possibilidade de políticas de aumentos de gastos sociais e previdenciários, a ampliação da oferta de crédito e os aumentos reais do salário mínimo possibilitados pelos ganhos de produtividade oriundos das medidas anteriores. Do ponto de vista prático, esse resultado fortalece o argumento da necessidade de o governo federal responsabilizar-se cada vez mais por questões fundamentais ao equilíbrio macroeconômico do país.

Não é particularmente surpreendente que todo esse conjunto de influências sobre a pobreza perpassa a todas as UFs. Contudo, como demonstram os resultados, esses efeitos distribuem-se de maneira distinta entre os estados.²³ Assim, torna-se interessante investigar que possíveis condições econômicas dos estados brasileiros estão associadas a comportamentos diferenciados dos fatores local/regionais. Nesse sentido, a próxima seção explora possíveis características estaduais que podem estar relacionadas à geração de efeitos assimétricos.

6 A RELAÇÃO ENTRE A ESTRUTURA ECONÔMICA E OS FATORES DINÂMICOS

Para expandir a análise das decomposições da variância da seção anterior, mais precisamente a realizada no íterim 1995-2012, esta seção busca evidências de características estruturais das economias estaduais e sua importância relativa na dependência da pobreza aos efeitos locais e regionais. Ressalta-se que seu objetivo não é explicar diretamente o efeito de variáveis explicativas sobre P_0 (pobreza), mas como essas variáveis poderiam explicar em que grau o indicador de pobreza local (P_{0i}) está relacionado aos fatores local e regional.

A forma de se combater a pobreza talvez deva ser bastante diferente na região i se a dinâmica de P_{0i} for quase que totalmente explicada pelo fator nacional, ao contrário do caso em que ela fosse totalmente desconectada do comportamento dos indicadores de pobreza em outras regiões. Essa análise é uma extensão na contribuição deste artigo, pois permite apontar possíveis variáveis que estariam explicando como dinâmicas comuns ou diferenciadas afetam o indicador de pobreza local.

Para fazer isso, foi empregado um simples dispositivo de resumo de dados que envolve regressões. Em particular, regrediu-se a fração de variância da pobreza atribuível a um determinado fator (local/regional) contra uma variedade de variáveis explicativas²⁴ que são relacionadas às características dos estados. Ressalta-se que as regressões na tabela 3 são apenas um indicativo de resposta; simplesmente as estatísticas t relatadas sugerem que regularidades merecem um estudo mais aprofundado.

23. Difícilmente é possível isolar a dimensão do impacto das variáveis relacionadas ao fator nacional, já que o Brasil é uma República Federativa e essas políticas têm validade em todo território nacional.

24. Além da natural expectativa de que essas variáveis estejam relacionadas às características dos estados, seu uso foi baseado em Ferreira, Leite e Ravallion (2010), com exceção da taxa de crescimento da população ocupada, motivada por Rocha (2013).

A tabela 3 resume os resultados sobre a ligação entre características estruturais da economia do estado e o papel dos fatores dinâmicos em explicar a volatilidade da pobreza. O resumo estatístico de quatorze regressões é relatado na tabela. Por exemplo, as colunas sob “fator local”, que são os resultados do relatório de regressão da fração de variação da pobreza de cada estado atribuível ao fator local contra sete variáveis explicativas de maneira individualizada. De modo similar, as colunas sob “fator regional” são os resultados do relatório de regressões usando a fração média de volatilidade da pobreza, contabilizados pelo fator regional como variável dependente.

TABELA 3

Resultados das regressões *cross-section* da decomposição da variância dos fatores local e regional com características dos estados

Características dos estados	Regressões bivariadas							
	a) Fator local				b) Fator regional			
	Coefficiente	Estatística t	Prob.	R ²	Coefficiente	Estatística t	Prob.	R ²
PIB <i>per capita</i>	-0,001	-0,796	0,434	0,00	0,003	2,135	0,043	0,05
TMI	-0,001	-0,949	0,352	0,01	-0,001	-0,656	0,518	0,01
Exp. vida	-0,001	-0,207	0,838	0,00	-0,003	-0,586	0,563	0,01
Taxa urb.	0,002	0,561	0,580	0,01	0,000	0,024	0,981	0,00
Educação	0,046	2,108	0,046	0,10	0,037	2,888	0,008	0,15
Desigualdade	-1,723	-2,709	0,012	0,18	-1,089	-1,611	0,120	0,17
Pop. ocupada	0,284	3,063	0,005	0,49	0,139	1,983	0,059	0,27

Fonte: Pnad/IBGE e Datasus.

Obs.: 1. As variáveis explicativas são fixas no tempo (1995), com exceção da proporção da população ocupada, que é a sua taxa de crescimento entre 1995 e 2012.

2. *PIB per capita*: produto interno bruto *per capita*; TMI: taxa de mortalidade infantil; Exp. vida: expectativa de vida; Taxa urb.: taxa de urbanização; Educação: média de anos de estudo da população com 25 anos ou mais; Desigualdade: índice de Gini da renda domiciliar *per capita*; Pop. ocupada: taxa de crescimento da população ocupada.

As estimações foram realizadas usando mínimos quadrados ordinários (MQO)²⁵ com erros-padrão robustos à heterocedasticidade de White (1980). Os resultados das regressões bivariadas do grupo A mostram que educação e população ocupada têm uma relação significativa e positiva com o fator local ao nível de 5% e 1%, respectivamente. A desigualdade de renda é significativa e negativamente relacionada ao nível de 5% com o fator local. Ou seja, o estado que apresenta uma média educacional mais elevada, menor desigualdade de renda e maior crescimento da população ocupada tende a possuir um fator idiossincrático superior.

Os resultados das estimações do grupo B demonstram que o produto *per capita* (significante a 5%), o nível educacional (significante a 1%) e a dinâmica do mercado

25. Essa combinação da abordagem bayesiana com a frequentista é comum na literatura – por exemplo, Kose, Otrok e Whiteman (2003) e Neely e Rapach (2011).

de trabalho (taxa de crescimento da população ocupada, significante a 10%) são positivamente relacionados ao fator regional. Contudo, quando se observa a magnitude dos coeficientes estimados, nível educacional e população ocupada são mais relevantes para explicar os fatores regionais dos estados.

Finalmente, ressalta-se que, quando se leva em consideração o grau de ajustamento das regressões (R^2), em ambos os grupos, a variável mais importante para explicar fatores locais e regionais mais altos é a dinâmica do mercado de trabalho,²⁶ com R^2 de 0,49 e 0,27, respectivamente.

7 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente artigo analisou a evolução da pobreza no Brasil sob uma perspectiva diferente daquelas adotadas na literatura. Nesse estudo, seguindo Kose, Otrok e Whiteman (2003; 2008), estimou-se, com técnicas bayesianas, o modelo de fator dinâmico latente, que permitiu decompor a pobreza nos estados brasileiros em fatores nacional, regionais e componentes específicos estaduais, e, por meio da decomposição da variância dos fatores, responder se os movimentos da pobreza nos estados eram explicados com maior ênfase por influências de modificações em âmbito nacional ou por alterações em nível local/regional.

Conforme discutido na seção de fatos estilizados, há uma nítida diferença de magnitude das taxas de pobreza nas regiões brasileiras, em especial as regiões Norte e Nordeste do país *vis-à-vis* o Centro-Sul. Assim, avaliou-se a dinâmica da pobreza, ao longo das últimas quatro décadas, considerando aspectos estaduais e regionais. Para tanto, fez-se uso das taxas de pobreza dos estados brasileiros entre 1976 e 2012, calculadas por meio dos dados da Pnad, usando como linha a estimativa regionalizada do valor de uma cesta de alimentos com a quantidade de calorias necessárias para suprir adequadamente um indivíduo.

Os resultados demonstraram a similaridade entre o comportamento do fator nacional e a taxa média de pobreza nacional no período analisado, fato que foi corroborado pela decomposição da variância que indicou que, em média, o fator nacional foi responsável por explicar, aproximadamente, três quartos da volatilidade da taxa de pobreza dos estados brasileiros.

Como exercício adicional, reconhecendo a importância do Plano Real para a estabilidade macroeconômica brasileira e dado que a série de pobreza reduziu-se consideravelmente nos últimos anos, foram estimados também os fatores por subamostras (1976-1994 e 1995-2012). Os resultados deixaram evidente a inversão entre os fatores

26. Um dado que corrobora esse resultado é o tamanho e o aumento da participação da renda oriunda do trabalho (salários) na renda total da economia da maioria dos estados do Centro-Sul do país, *vis-à-vis* uma perda de participação nos estados do Norte-Nordeste, com exceção do Amapá e de Pernambuco. No apêndice B esses dados podem ser verificados.

local e nacional, destacando, de certo modo, a importância reconhecida na literatura (Ferreira, Leite e Ravallion, 2010) do controle da hiperinflação e do aumento dos gastos sociais do governo federal em alterar as taxas de pobreza no Brasil.

Ademais, buscando verificar características estruturais das economias estaduais com o intuito de estabelecer relações com os fatores anteriormente estimados, regressiu-se a fração de variância da pobreza atribuível a um determinado fator (local/regional) contra uma variedade de variáveis explicativas. A análise ratificou que estados com nível educacional mais elevado, menor desigualdade e melhor dinâmica no mercado de trabalho apresentam um fator local mais elevado. Outro resultado interessante foi a percepção de que os fatores regionais estão positivamente relacionados ao produto *per capita*, à educação média da população e, mais fortemente, ao crescimento do mercado de trabalho.

Portanto, este artigo elucidou o questionamento inicial, confirmando que a mudança no contexto macroeconômico brasileiro teve proeminência em influenciar as taxas de pobreza estaduais. Do ponto de vista prático, esse resultado fortalece o argumento da necessidade de o governo federal responsabilizar-se cada vez mais por questões fundamentais ao equilíbrio macroeconômico do país. Além disso, os resultados forneceram subsídios ao argumento de Rocha (2013), de que a diminuição de forma sustentada da pobreza, notadamente no período mais recente da economia brasileira, foi fortemente influenciada pelo funcionamento favorável do mercado de trabalho, principalmente no Centro-Sul brasileiro.

Uma extensão natural desta pesquisa seria investigar com mais detalhes a associação de variáveis aos fatores nacionais, regionais e estaduais. Além da possibilidade de considerar outros indicadores de pobreza, como as medidas $P(1)$ e $P(2)$ definidas por Foster, Greer e Thorbecke (1984), que são capazes de mensurar, respectivamente, a intensidade e a severidade da pobreza. Isso possibilitaria suscitar ainda mais os efeitos assimétricos das alterações econômicas entre os vários grupos de indivíduos considerados pobres, ou entre regiões e estados.

REFERÊNCIAS

- ADAMS, R. H. Economic growth, inequality and poverty: estimating the growth elasticity of poverty. **World Development**, v. 32, n. 12, p. 1989-2014, 2004.
- BARROS, A. R. **Desigualdades regionais no Brasil**: natureza, causas, origens e solução. Rio de Janeiro: Editora Elsevier, 2012.
- BARROS, R. P. *et al.* Uma avaliação dos impactos do salário mínimo sobre o nível de pobreza metropolitana no Brasil. **Economia**, n. 2, p. 47-72, 2001.
- BARROS, R. P.; FRANCO, S.; MENDONÇA, R. Discriminação e segmentação no mercado de trabalho e desigualdade de renda no Brasil. *In*: BARROS, R. P.;

FOGUEL, M. N.; ULYSSEA, G. (Orgs.). **Desigualdade de renda no Brasil**: uma análise da queda recente. Brasília: Ipea, 2007.

BARROS, R. P.; HENRIQUES, R.; MENDONÇA, R. Desigualdade e pobreza no Brasil: retrato de uma estabilidade inaceitável. **Revista Brasileira de Ciências Sociais**, v. 15, n. 42, p. 123-142, 2000.

BOURGUIGNON, F. The growth elasticity of poverty reduction; explaining heterogeneity across countries and time periods. *In*: EICHER, T.; TURNOVSKY, S. (Eds.). **Inequality and growth, theory and policy implications**. Cambridge: The MIT Press, 2003.

_____. **The poverty-growth-inequality triangle**. Washington: The World Bank, 2004.

BRUNO, M.; RAVALLION, M.; SQUIRE, L. Equity and growth in developing countries: old and new perspectives on the policy issues. *In*: TANI, V.; CHU, K-Y (Eds.). **Income distribution and high growth**. Cambridge: The MIT Press, 1998.

CARDOSO, E. **Inflation and poverty**. New York: NBER, 1992. (NBER Working Paper Series, n. 4006).

CARDOSO, R. F. Política econômica, reformas institucionais e crescimento: a experiência brasileira (1945-2010). *In*: FERREIRA, P. *et al.* (Orgs.). **Desenvolvimento econômico**: uma perspectiva brasileira. Rio de Janeiro: Elsevier, 2013.

CHEN, S.; RAVALLION, M. What can new survey data tell us about recent changes in distribution and poverty? **The World Bank Economic Review**, v. 11, n. 2, p. 357-382, 1992.

EASTERLY, W.; FISCHER, S. Inflation and the poor. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 33, n. 2, p. 160-178, 2001.

FERREIRA, F. H. G.; LEITE, P. G.; LITCHFIELD, J. A. The rise and fall of Brazilian inequality: 1981-2004. **Macroeconomic Dynamics**, v. 12, p. 199-230, 2008.

FERREIRA, F. H. G.; LEITE, P. G.; RAVALLION, M. Poverty reduction without economic growth? Explaining Brazil's poverty dynamics, 1985-2004. **Journal of Development Economics**, v. 93, p. 20-36, 2010.

FERREIRA, S. G.; VELOSO, S. A. Mobilidade intergeracional de educação no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 33, n. 3, p. 481-513, 2003.

FOSTER, J. E.; GREER, J.; THORBECKE, E. A class of decomposable poverty measures. **Econometrica**, v. 52, p. 761-776, 1984.

GLEWWE, P.; KASSOUF, A. L. The impact of the Bolsa Escola/Familia conditional cash transfer program on enrollment, dropout rates and grade promotion in Brazil. **Journal of Development Economics**, v. 97, p. 505-517, 2012.

KOSE, M. A.; OTROK, C.; WHITEMAN, C. H. International business cycles: world, region, and country-specific factors. **American Economic Review**, v. 93, n. 4, p. 1216-1239, 2003.

_____; _____. Understanding the evolution of world business cycles. **Journal of International Economics**, v. 75, n. 1, p. 110-130, 2008.

LEFF, N. H. **Subdesenvolvimento e desenvolvimento no Brasil: estrutura e mudança econômica, 1822-1947**. Rio de Janeiro: Editora Expressão e Cultura, 1991.

LEVIN, A.; LIN, C.; CHU, C. J. Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. **Journal of Econometrics**, v. 108, p. 1-24, 2002.

LOPEZ, H.; SERVEN, L. **The mechanics of growth-poverty-inequality relationship**. Washington: The World Bank, 2004.

LUCAS JR., R. E. On the mechanics of economic development. **Journal of Monetary Economics**, v. 22, p. 3-42, 1988.

MANSO, C. A.; BARRETO, F. A. F. D.; FRANÇA, J. M. S. Retornos da educação e o desequilíbrio regional no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 64, n. 2, p. 115-133, 2010.

MENG, X.; GREGORY, R.; WANG, Y. Poverty, inequality, and growth in urban China, 1986-2000. **Journal of Comparative Economics**, v. 33, p. 710-729, 2005.

NEELY, J. C.; RAPACH, D. E. International comovements in inflation rates and country characteristics. **Journal of International Money and Finance**, v. 30, p. 1471-1490, 2011.

NEUMARK, D.; CUNNINGHAM, W.; SIGA, L. The effects of the minimum wage in Brazil on the distribution of family incomes: 1996-2001. **Journal of Development Economics**, v. 80, p. 136-159, 2006.

ONU – ORGANIZAÇÃO DAS NAÇÕES UNIDAS. **Investindo no desenvolvimento: um plano prático para atingir os objetivos de desenvolvimento do milênio – visão geral**. Nova Iorque: ONU, 2005.

PENNA, C. M. et al. Análise das disparidades de bem-estar entre os estados do Brasil. **Estudos Econômicos**, v. 43, n. 1, p. 51-78, 2013.

RAVALLION, M. Can high-inequality developing countries escape absolute poverty? **Economic Letters**, v. 56, n. 1, p. 51-57, 1997.

_____. **Poverty lines in theory and practice**. Washington: The World Bank, 1998. (LSMS Working Paper, n. 133).

ROCHA, S. **Transferências de renda no Brasil**: o fim da pobreza? Rio de Janeiro: Editora Elsevier, 2013.

SOARES, R. R. Health and the evolution of welfare across Brazilian municipalities. **Journal of Development Economics**, v. 84, p. 590-608, 2007.

SON, H.; KAKWANI, N. **Poverty reduction**: do initials conditions matter? Washington: The World Bank, 2003.

SOUZA, A. P. Políticas de distribuição de renda no Brasil e o Bolsa Família. *In*: BACHA, E. L.; SCHWARTZMAN, S. (Orgs.). **Brasil**: a nova agenda social. Rio de Janeiro: LTC, 2011.

TANNER, M. A.; WONG, W. H. The calculation of posterior distributions by data augmentation. **Journal of the American Statistical Association**, v. 82, n. 398, p. 528-840, 1987.

WHITE, H. A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. **Econometrica**, v. 48, n. 4, p. 817-838, 1980

APÊNDICE A

COEFICIENTES DOS FATORES

TABELA A.1

Coeficientes dos fatores nacional e regional para os estados do Brasil (1976-2012)

Região	Estado/coeficiente	β_i^n	β_i^r
Norte	Acre	0,6947	1,2201
	Amazonas	1,2678	1,0356
	Pará	1,5188	0,5129
	Rondônia	1,0175	0,9852
	Amapá	0,6768	0,2236
	Roraima	-0,2696	0,7197
	Maranhão	1,3024	-0,6776
	Piauí	1,7525	-0,4648
	Ceará	2,2989	-0,8393
	Rio Grande do Norte	2,3374	-0,5314
	Paraíba	2,1533	-0,5802
	Pernambuco	2,0173	0,0414
	Alagoas	1,7872	-0,0363
	Sergipe	2,0460	-0,6498
	Bahia	1,8260	0,1541
Sul	Minas Gerais	1,7636	0,5521
	Espírito Santo	1,6761	0,7355
	Rio de Janeiro	1,1656	0,4304
	São Paulo	1,4308	0,2163
	Paraná	1,8122	0,3038
	Santa Catarina	1,4756	0,2221
	Rio Grande do Sul	1,4098	0,3334
	Mato Grosso do Sul	1,7773	0,1055
	Mato Grosso	1,4841	0,4591
	Goiás	1,7352	0,4698
Distrito Federal	0,9201	0,1292	

Elaboração dos autores.

APÊNDICE B

DECOMPOSIÇÃO DAS FONTES DE RENDIMENTO PESSOAL

TABELA B.1

Participação das fontes de rendimento pessoal e taxa de crescimento para os estados do Norte do Brasil (2003-2012)

(Em %)

UF	Participação	Salários	Aluguéis e doações	Aposentadorias e pensões	Projetos sociais e outras fontes
Acre	2003	80,77	1,29	16,46	1,48
	2012	78,20	1,33	15,21	5,26
	Crescimento anual	13,95	14,78	13,37	31,65
Amapá	2003	85,29	2,90	11,79	0,02
	2012	89,24	0,43	7,32	3,02
	Crescimento anual	14,41	-8,05	7,96	101,63
Amazonas	2003	86,10	1,02	12,39	0,49
	2012	80,61	1,72	13,24	4,44
	Crescimento anual	13,54	21,19	15,23	46,08
Rondônia	2003	86,97	2,02	10,34	0,67
	2012	83,39	1,42	12,13	3,06
	Crescimento anual	15,97	12,03	18,59	37,91
Roraima	2003	86,35	2,83	8,81	2,01
	2012	82,75	2,08	11,27	3,91
	Crescimento anual	16,65	13,23	20,46	26,20
Pará	2003	80,30	2,79	15,66	1,25
	2012	78,89	1,45	15,19	4,47
	Crescimento anual	16,24	8,29	16,08	34,21
Tocantins	2003	84,31	2,51	11,17	2,01
	2012	79,94	3,27	13,79	3,01
	Crescimento anual	13,35	17,42	16,72	19,21

(Continua)

(Continuação)

UF	Participação	Salários	Aluguéis e doações	Aposentadorias e pensões	Projetos sociais e outras fontes
Maranhão	2003	76,80	1,04	21,29	0,87
	2012	72,19	0,72	20,50	6,59
	Crescimento anual	11,09	7,39	11,39	40,16
Piauí	2003	66,17	2,50	28,80	2,54
	2012	65,30	2,11	25,44	7,15
	Crescimento anual	13,96	12,01	12,56	28,04
Ceará	2003	72,31	2,20	23,77	1,72
	2012	68,23	1,47	24,50	5,81
	Crescimento anual	12,19	7,95	13,29	29,30
Rio Grande do Norte	2003	70,74	2,67	25,25	1,34
	2012	68,92	1,60	25,98	3,50
	Crescimento anual	13,93	7,91	14,63	27,12
Paraíba	2003	68,10	2,86	26,86	2,17
	2012	66,06	2,13	27,07	4,74
	Crescimento anual	12,57	9,29	13,04	23,17
Pernambuco	2003	69,69	2,73	25,82	1,77
	2012	71,08	1,11	23,32	4,49
	Crescimento anual	13,33	2,30	11,81	25,43
Alagoas	2003	71,11	3,24	24,32	1,33
	2012	70,76	1,09	21,88	6,27
	Crescimento anual	11,45	-1,23	10,21	32,49
Sergipe	2003	74,46	2,71	21,85	0,98
	2012	74,44	1,19	20,71	3,66
	Crescimento anual	12,48	2,69	11,82	30,19
Bahia	2003	74,90	2,06	21,50	1,54
	2012	72,62	1,41	21,18	4,79
	Crescimento anual	12,14	7,90	12,34	27,68

Fonte: Pnad/IBGE.
Elaboração do autor.

TABELA B.2
Participação das fontes de rendimento pessoal e taxa de crescimento para os estados do Sul do Brasil (2003-2012)
 (Em %)

UF	Participação	Salários	Aluguéis e doações	Aposentadorias e pensões	Projetos sociais e outras fontes
Minas Gerais	2003	73,98	2,54	21,84	1,64
	2012	76,31	1,79	19,56	2,34
	Crescimento anual	12,90	8,20	11,14	17,07
Espírito Santo	2003	75,50	2,18	21,14	1,18
	2012	77,57	1,60	19,91	0,93
	Crescimento anual	13,25	9,08	12,16	9,92
Rio de Janeiro	2003	69,35	2,14	28,11	0,40
	2012	73,43	0,96	24,45	1,16
	Crescimento anual	9,07	-0,89	6,71	22,00
São Paulo	2003	80,04	2,48	16,74	0,73
	2012	80,13	1,49	16,79	1,60
	Crescimento anual	10,20	4,08	10,22	20,14
Paraná	2003	79,42	3,36	16,01	1,21
	2012	80,30	2,31	15,91	1,48
	Crescimento anual	11,72	7,05	11,50	14,08
Santa Catarina	2003	80,22	1,95	17,03	0,81
	2012	78,55	1,28	19,14	1,03
	Crescimento anual	10,80	6,03	12,51	14,05
Rio Grande do Sul	2003	72,56	2,70	23,26	1,49
	2012	72,87	1,34	24,03	1,75
	Crescimento anual	9,90	1,67	10,24	11,85
Mato Grosso do Sul	2003	82,37	2,51	14,03	1,09
	2012	84,18	1,69	12,32	1,81
	Crescimento anual	13,81	8,61	11,92	20,18
Mato Grosso	2003	87,45	2,58	9,16	0,81
	2012	82,96	1,13	10,17	5,74
	Crescimento anual	13,55	4,22	15,56	41,97
Goiás	2003	83,24	2,81	12,86	1,08
	2012	81,42	1,98	14,45	2,15
	Crescimento anual	13,12	9,04	14,88	22,43
Distrito Federal	2003	79,94	1,90	17,29	0,87
	2012	80,27	1,59	17,20	0,95
	Crescimento anual	12,63	10,34	12,51	13,70

Fonte: Pnad/IBGE.
 Elaboração dos autores.

APÊNDICE C

TESTE DE RAIZ UNITÁRIA

TABELA C.1

Resultados do teste de raiz unitária de Levin, Lin e Chu (2002)

Hipótese nula: raiz unitária (processo de raiz unitária comum)	
Amostra: 1976-2012	
Variáveis exógenas: efeitos individuais, tendência linear individual	
<i>Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel</i>	
Número total de observações: 962	
<i>Cross-sections</i> incluídos: 26	
Método: Levin, Lin e Chu	
Estatística	Prob. ¹
-3,2611	0,0006

Elaboração dos autores.

Nota: ¹ Probabilidades são computadas assumindo normalidade assintótica.

ECONOMIC FLUCTUATIONS DURING PREGNANCY AND SMOKING ONSET AMONG ADOLESCENTS IN BRAZIL: EVIDENCE FROM THE 2012 NATIONAL SURVEY OF SCHOOL HEALTH¹

Victor Hugo de Oliveira²

José Raimundo Carvalho³

José Maria da Cunha Junior⁴

In this paper, we aim to investigate the potential relationship between smoking onset among nine-grade Brazilian students and economic fluctuations during their life in utero. Using data about smoking behavior from the 2012 National Survey of School Health and the unemployment rate as a proxy for economic fluctuations, we estimate an interval censoring model for the risk of early smoking onset in adolescence. The results suggest that students who experienced economic downturn during the third trimester of pregnancy are less likely to have the first experience of smoking earlier in adolescence than their counterparts. This association is basically driven by students of low-SES mothers who are less prevalent in the sample and potentially more susceptible to have their fertility decision influenced by economic cycles.

Keywords: economic fluctuations; smoking onset; adolescents; Brazil.

FLUTUAÇÕES ECONÔMICAS DURANTE A GRAVIDEZ E INICIAÇÃO AO TABAGISMO ENTRE ADOLESCENTES NO BRASIL: EVIDÊNCIAS A PARTIR DA PESQUISA NACIONAL DE SAÚDE DO ESCOLAR 2012

Neste artigo, investigou-se a relação potencial entre o início do tabagismo entre estudantes brasileiros do 9º ano do ensino fundamental e as flutuações econômicas durante a vida intrauterina. Usando dados sobre o comportamento em relação ao hábito de fumar entre adolescentes da Pesquisa Nacional de Saúde Escolar em 2012 e a taxa de desemprego como *proxy* para as flutuações econômicas, estimou-se um modelo de risco para o início precoce do tabagismo na adolescência. Os resultados sugerem que as estudantes que experimentaram desaceleração econômica durante o último trimestre de gestação são menos propensas a experimentar cigarro mais cedo na adolescência. Esta associação é basicamente observada para estudantes cujas mães possuem baixo *status* socioeconômico, as quais são menos prevalentes na amostra e mais suscetíveis à influência dos ciclos econômicos sobre a decisão de fertilidade.

Palavras-chave: flutuações econômicas; iniciação ao tabagismo; adolescentes; Brasil.

JEL: I12; E32.

1. José Maria da Cunha Junior would like to thank Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (Capes/Brazil) for financial support. The authors would like to thank the anonymous referees for their valuable comments and suggestions.

2. PhD in economics at the University of Alicante, Spain. Public policy analyst of the Instituto de Pesquisa e Estratégia Econômica do Ceará (Ipece), and research collaborator at the Laboratory of Econometrics and Optimization of the Graduate Program in Economics of the Universidade Federal do Ceará (UFC). E-mail: <victor.hugo@ipece.ce.gov.br>.

3. PhD in economics at the Penn State University, United States. Associate professor at the Graduate Program in Economics of the UFC. E-mail: <josecarv@ufc.br>.

4. Graduate student at the Graduate Program in Economics of the UFC. E-mail: <junior.rj@hotmail.com>.

1 INTRODUCTION

The first experience of teenagers with cigarette or tobacco products is an important event that may trigger an individual's smoking behavior (Azagba, Baskerville and Minaker, 2015). Many experimenters may never become addicted to nicotine, but, for some, the first few cigarettes are enough to make them more vulnerable to addiction (Pomerleau, 1995; Pomerleau *et al.*, 1999).

The medical literature has shown that individuals who start smoking early in life are more likely to smoke intensively, to be addicted to nicotine and, consequently, to have difficulties of quitting during adulthood (Everett *et al.*, 1999; Hu, Davies and Kandal, 2006; Wilkinson *et al.*, 2007; Reidpath *et al.*, 2013; Reidpath *et al.*, 2014; Hwang and Park, 2014). Moreover, they are more willing to consume alcohol and hard drugs, prompting them to be associated to a variety of behavioral problems including: low academic performance, delinquency and violence, early pregnancy and parenthood (Ellickson, Tucker and Klein, 2001). All this evidence support the view that adolescents are a critical demographic group for preventive policies, in addition to the fact that most adult smokers started smoking before age of 18 (Khuder, Dayal and Mutgi, 1999; Wilkinson *et al.*, 2007).

The economic analyses have been interested in studying smoking onset, especially issues surrounding the determination of policy variables that may contribute to reduce cigarette demand among adolescents.⁵ Several empirical studies have been devoted to investigate the impact of cigarette taxes and prices on aggregate cigarette consumption or individual cigarette demand among teenagers (DeCicca, Kenkel and Mathios, 2002; 2008; Carpenter and Cook, 2008; Nonnemaker and Farrelly, 2011; Lillard, Molloy and Sfekas, 2013).⁶ The idea is that increases in the health or in the direct monetary costs of smoking lead to declines in smoking propensities (Heckman, Flyer and Loughlin, 2008).⁷ Parental influence, risk preference, peer influences and access are also important predictors of smoking behavior that attracted attention from economists (Chaloupka, 1991; Becker, Grossman and Murphy, 1994).

Nevertheless, it is possible that smoking initiation may be linked to the economic environment during pregnancy. It may depend on whether mothers react negatively or positively to economic downturns. While Dehejia and Lleras-Muney (2004)

5. Smoking generates social costs such as direct medical costs due to spending on prevention, diagnosis, and treatment of smoking-related diseases, and indirect morbidity and mortality costs associated to lost (future) earnings due to a low work capacity of smokers or due to premature smoking-related deaths (Chaloupka and Warner, 2000).

6. Particularly, there are no studies investigating the effects of tax police and price variation of tobacco products on smoking onset in Brazil, even though Lampreia *et al.* (2015) have recently shown that the policy of increasing cigarette price can effectively inhibit the demand for cigarettes in the country.

7. However, younger adolescents may not be price sensitive because, in early stages of smoking, they are more likely to obtain cigarettes from other sources (for example, from friends) rather than purchasing them (Emery, White and Pierce, 2001).

suggest that mother may adopt healthy attitudes in order to protect the life in utero, Currie, Duque and Garfinkel (2015) find evidence that mothers may badly react to economic contractions, for instance, by smoking and drinking more often.

Recent studies in the medical literature has suggest that maternal stress and smoking during pregnancy can alter fetal programing and increase offspring nicotine dependence later in life (Stroud *et al.*, 2014). On the other hand, other studies have argued that prenatal environment is an important confounding factor in the association between maternal smoking during pregnancy and offspring smoking onset (Rydell *et al.*, 2012; 2014; Taylor *et al.*, 2014).

In this perspective, economic shocks during pregnancy could influence offspring smoking behavior not only through behavioral channel, but also through biological channel. This view is in line with the recent literature of human capital formation (Heckman, 2007; Cunha and Heckman, 2007; Cunha, Heckman and Schennach, 2010), which predicts that parents may compensate (or even reinforce) early life shocks on child health either by a biological channel operating directly through the production function of human capital, or by intra-household resource allocation (Yi *et al.*, 2015).

Therefore, this paper aims to investigate whether the risk of early smoking initiation among Brazilian adolescents is associated to economic fluctuations, proxied by the unemployment rate, during the gestational period. In order to perform the analysis, we use the 2012 National Survey of School Health to estimate an interval-censored survival model for the first smoking experience. Our results show that students who experienced economic downturn during pregnancy are less likely to have the first experience of smoking earlier in adolescence than their counterparts. A deviation of 0.1 log units in the unemployment rate from its long-term trend in the third trimester of pregnancy reduces the risk of early smoking initiation of about 6%. This result is robust to pre- and post-pregnancy unemployment cycles, classmate's peer effects, parental influence, parental education and household characteristics, and different specification forms.

We also find evidence of selection on observable characteristics, probably due to fertility response to economic downturns. High unemployment rate during pregnancy is positively correlated with the prevalence of adolescents of high socioeconomic status mothers in the sample, which may reflect the decision of low-SES mothers in postponing fertility during recessions. Besides, the prevalence of smoking mothers tends to be small if a positive deviation of the unemployment rate from its long-term trend is large, especially among low-SES mothers. When we check the existence of heterogeneous effect, we find that only adolescents of low-SES mothers were sensitive to unemployment cycles, driving the result. If they are credit constrained during economic downturns, they may not only

postpone fertility, but also adopt health attitudes (for example, smoking less, or attend prenatal care more often) in order to protect the life in utero in case of pregnancy (Dehejia and Lleras-Muney, 2004). In addition, we find that only boys are sensitive to the economic fluctuations during pregnancy, which suggests a potential gender bias due to parental preference.

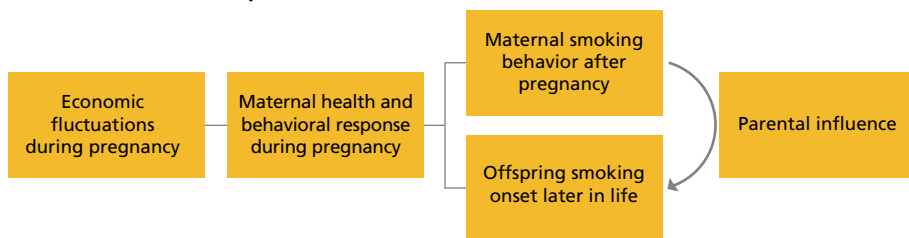
This study is probably the first attempt in the national literature that seeks to understand how the economic environment during pregnancy can influence individual's smoking behavior later in life. Moreover, there is a considerable gap in the economic literature in Brazil about evidence of the causes and consequences of the smoking behavior during the adolescence. A recent study is Almeida and Araújo Jr. (2016) who show that smoking behavior is one of the health risk factors positively associated with school delay among Brazilian students in the nine-grade of fundamental education. The epidemiological literature is predominant in the topic, but mostly presenting results from small-sample size studies.

The rest of the paper proceeds as follows. Section 2 presents the potential underlying mechanism. Section 3 describes the data sources. Section 4 presents the econometric approach. Section 5 brings the results. Section 6 concludes the study.

2 EARLY LIFE ENVIRONMENT AND SMOKING BEHAVIOR LATER IN LIFE

This section aims to describe a potential mechanism of analysis that links economic fluctuations during pregnancy and smoking behavior among adolescents. Figure 1 illustrates the main links we want to analyze in this paper.

FIGURE 1
Mechanism description



Authors' elaboration.

The first important link is whether maternal health and behavior are cyclical or countercyclical. Empirical evidence in health economics shows both patterns. Part of the studies demonstrates that unemployment produces negative consequences for individuals' health and mental health. For instance, an unemployed person is more likely to exhibit mixed symptoms of distress, depression, anxiety, psychosomatic symptoms, subjective well-being, and self-esteem (Paul and Moser, 2009).

Not only jobless individuals may have their mental health threatened by economic downturns, but also their spouses (Marcus, 2013; Mendolia, 2014; Drydakis, 2015).

Bad times also induce individual's health risk behavior. Latif (2014) finds that economic contractions from 1994 to 2009, proxied by the provincial unemployment rate, significantly increased alcohol and cigarettes consumption among Canadians. Nonetheless, the authors did not find significant effects on smoking initiation. Currie, Duque and Garfinkel (2015) found that the great recession between 2007 and 2010 in the United States deteriorated mothers' health, decreasing self-reported health status and increasing smoking and drug use, especially among the most disadvantaged mothers.

However, another part of the literature has shown that individuals' health may improve during hard times, because people may change their health behavior (Ruhm, 2000; 2003; Dehejia and Lleras-Muney, 2004). Ruhm and Black (2002) and Ruhm (2005) suggest that on average individuals are more likely to cut down on unhealthy behaviors during recessions such as smoking and drinking behavior, generating a countercyclical pattern in health.

A common line of reasoning is provided by Dehejia and Lleras-Muney (2004) who argue that negative income shocks (resulting from either lower own-wages or lower wages of family members) would lead to a lower consumption of all (normal) goods, including health-related goods such as health club memberships and nutritious diets, but also could reduce the consumption of health-damaging goods such as cigarettes and alcohol. The authors found improved birth outcomes (for example, low prevalence of low birth weight babies, fewer congenital malformations, and lower post-neonatal mortality) in times of high unemployment in the United States, and attribute such results to fertility selection and to improvements of mother's health behavior during recessions.

During pregnancy, economic downturns may increase maternal stress, inducing maternal smoking behavior and other bad health attitudes (Currie, Duque and Garfinkel, 2015). On the other hand, mothers may compensate the stress caused by the economic fluctuation if they adopt healthy attitudes during pregnancy such as reducing smoking habit and attending prenatal care service more often (Dehejia and Lleras-Muney, 2004). Which of these two mechanisms is prevailing among Brazilian mothers is still an open question in the national literature.

The second important link is how pregnant women could influence offspring smoking behavior later in life. Recently, the medical literature has provided evidence of a potential biological channel. Stroud *et al.* (2014) show two independent and additive prenatal pathways leading to increased risk of offspring (daughters) nicotine dependence later in life: excess of prenatal glucocorticoids

(stress hormones)⁸ and the excess of cotinine.⁹ The exposure of the fetus to glucocorticoids can naturally increase with maternal stress, while the exposure to cotinine increases with maternal smoking during pregnancy. For mothers who badly react to recessions by increasing smoking during pregnancy, it is possible that their children will be more exposed to excess of glucocorticoids and cotinine, increasing the likelihood of being nicotine dependent later in life.

Although fetal programming is a latent pathway in the relationship between offspring smoking behavior and maternal smoking during pregnancy, some epidemiological studies have suggested that the environmental factors are important mediators of such relationship. For instance, Rydell *et al.* (2012), using data on twins from Sweden, find that girls prenatally exposed to maternal tobacco use had a two to threefold increased odds of experiencing a high number of withdrawal symptoms, craving for tobacco, and heavy tobacco use (five or more cigarettes or *snus* dips per day). However, the authors suggest that associations between prenatal tobacco exposure and onset of regular tobacco use in both genders appeared to be mostly explained by parental socioeconomic status and postnatal smoking behavior. Taylor *et al.* (2014), using longitudinal data set from the United Kingdom, find that parental smoking behavior during pregnancy is more important for determination of offspring smoking onset than genetic factors. Rydell *et al.* (2014) suggest that the environmental factors are important confounders of the relationship between maternal smoking during pregnancy and offspring smoking initiation.

If environment during pregnancy is important in the long-term determination of offspring smoking behavior, positive health behavior of mothers could offset the biological mechanism. For instance, mothers could reduce smoking during pregnancy and attending prenatal care more often, which could help to reduce the levels of cotinine and stress hormones. Thus, it is expected that economic fluctuations during pregnancy exert influence over offspring smoking behavior later in life, once economic environment is a source of exogenous shock to the health and behavior of the pregnant woman.

Another important mechanism is the contemporaneous influence of parental smoking behavior on smoking initiation of their children during adolescence

8. Stress experienced by mothers can activate their hypothalamic-pituitary-adrenal (HPA) axes during pregnancy, leading to an increase in the circulation levels of cortisol, which stimulates the production of placental corticotrophin-releasing hormone (CRH) (Seckl and Meaney, 2004). Cortisol is secreted by the adrenal gland under regulation of the HPA axis in response to both physiological and psychological stress. Glucocorticoids (for example, cortisol and cortisone) are essential for life, influencing virtually every tissue and affecting a wide range of physiological functions from metabolism, blood pressure, the immune system, regulation of fluid and electrolyte homeostasis and increasing energy demands in response to stress. The excess of such hormones is also associated to long-term adverse programmed outcomes including metabolic and brain sequelae (Reynolds, 2013).

9. Stroud *et al.* (2014) find that maternal cotinine, a nicotine metabolite, predicts offspring nicotine dependence in adulthood. The authors argue that a potential explanation for this relationship is that maternal cotinine cause alterations in fetal neuroteratogenesis increasing propensity to nicotine dependence in adulthood.

(Gilman *et al.*, 2009). The current smoking status of the mother may reflect her past decision about smoking behavior, potentially being influenced by the economic environment during pregnancy. In that way, it is important to account for contemporaneous parental influence on the children's smoking behavior if the objective is to analyze the association between economic downturns during pregnancy and child's smoking behavior later in life.

Therefore, we estimate the association between the risk of early smoking onset among adolescents and the fluctuations of the unemployment rate during pregnancy, accounting for contemporaneous parental influence. In this case, it can be thought as a reduced form analysis, if we assume that economic downturns can influence offspring smoking behavior only through maternal health and/or behavioral response during pregnancy. In order to shed light on this relationship, we analyze the potential changes in the composition of cohorts of birth due to economic fluctuation during pregnancy, and the potential existence of heterogeneous associations. The next section provides details about the data source and sample description.

3 EXPLORATORY ANALYSIS

3.1 Data

The data used in this study comes from the 2012 National Survey of School Health (Pesquisa Nacional de Saúde do Escolar – Pense) carried out by the Brazilian Institute of Geography and Statistics (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE). Pense is a national representative survey, providing information about 109,104 students in the nine-grade of the fundamental level from public and private schools. Pense collects data concerning biological, cognitive, emotional and social changes experienced by students during adolescence. This data source also provides information about parental behavior and characteristics, school and household characteristics. Students who did not report information about smoking behavior, parental and household characteristics were excluded from the sample (6.83%). We also exclude students who born in 1993 (0.99%) and 2000 or after (0.12%).

The crucial question in the survey for our study is the following: “*que idade você tinha quando experimentou fumar cigarro pela primeira vez?*”¹⁰

Table 1 presents the age distribution of the first smoking experience. The first column informs the age of the first smoking experience reported by students, whereas the second and the third columns show the corresponding age intervals. The age interval is important for the model specification, presented in the section 3 of this study. Students who have never smoked before are about 80% of the sample.

10. In english: how old were you when you first tried smoking cigarettes?

The prevalence of the first smoking experience is 20.9%. Notice that the mode of age distribution for the first smoking experience is 13 for boys and girls. Besides, the prevalence of the first experience is slightly higher for boys than for girls, respectively 21.3% and 19%. Conditioning to adolescents' age, differences in the prevalence of the first experience between boys and girls are very small, suggesting no gender differences in smoking behavior.

TABLE 1
Definitions for interval-censored smoking initiation

Age of the 1 st experience	Age interval		Boys		Girls		All	
	Survey	Adaptation	N	(%)	N	(%)	N	(%)
Never smoked	[Age*, ∞)	[Age*, ∞)	37,506	78.70	42,586	80.99	80,092	79.91
≤ 9 years	(0, 10)	[9, 10)	1,436	3.01	1,323	2.52	2,759	2.75
10 years	[10, 11)	[10, 11)	866	1.82	763	1.45	1,629	1.63
11 years	[11, 12)	[11, 12)	1,044	2.19	954	1.81	1,998	1.99
12 years	[12, 13)	[12, 13)	1,701	3.57	1,832	3.48	3,533	3.52
13 years	[13, 14)	[13, 14)	2,182	4.58	2,556	4.86	4,738	4.73
14 years	[14, 15)	[14, 15)	1,724	3.62	1,741	3.31	3,465	3.46
15 years	[15, 16)	[15, 16)	825	1.73	605	1.15	1,430	1.43
16 years	[16, 17)	[16, 17)	295	0.62	179	0.34	474	0.47
≥ 17 years	[17, ∞)	[17, 19)	75	0.16	40	0.08	115	0.11
1 st experience			10,148	21.30	9,993	19.00	20,141	20.10
Observations			47,654	100.00	52,579	100.00	100,233	100.00

Source: Pense 2012.

Authors' elaboration.

* Age refers to the student's age at the interview date.

Table 2 displays age distribution at the date of the interview for boys and girls. About 67% of the sample corresponds to students aged 14 to 15, who are those with appropriate age to the nine-grade of fundamental education. Moreover, 13% of students should be enrolled in high school, *i.e.*, they exhibit age-grade distortions.

Table 3 presents the descriptive statistics for the vector of explanatory variables from Pense 2012. An important factor in the determination of smoking initiation during adolescence is the influence of peers. Several studies positively associate peers' behavior with smoking initiation during adolescence (Simons-Morton and Farhat, 2010), and persistence during adult life (Ali and Dwyer, 2009). In this study, we analyze the influence of classmates by computing the proportion of students from a classroom who have already had the first experience with cigarettes. In the sample, on average, about 21% of classmates have experienced cigarettes. There are no substantial differences between boys and girls regarding the prevalence of smoking behavior among classmates.

TABLE 2
Age distribution at the interview

Age at the interview	Boys		Girls		All	
	N	(%)	N	(%)	N	(%)
≤11 years	4	0.01	2	0.00	6	0.01
12 years	287	0.60	437	0.83	724	0.72
13 years	8,329	17.48	12,164	23.13	20,493	20.45
14 years	21,789	45.72	25,914	49.29	47,703	47.59
15 years	10,194	21.39	8,998	17.11	19,192	19.15
16 years	4,911	10.31	3,524	6.70	8,435	8.42
17 years	1,780	3.74	1,246	2.37	3,026	3.02
18 years	323	0.68	264	0.50	587	0.59
≥19 years	37	0.08	30	0.06	67	0.07
Observations	47,654	100.00	52,579	100.00	100,233	100.00

Source: Pense 2012.
Authors' elaboration.

However, girls report parental smoking more than boys. Parental influence is another predictor of smoking initiation that has been investigated by the literature. The evidence suggests a positive association between parental smoking habit and the likelihood of smoking initiation of their offspring (Gilman *et al.*, 2009).

Table 3 shows that 13.7% of students reported that their fathers smoke, while 8.7% reported that their mothers smoke. A small fraction of the sample, 4.5%, reported that both parents smoke cigarettes. Besides, students' perception about the potential reaction of their parents regarding their smoking habit is included in the analysis. About 95.7% of the sample reported that parents would strongly disapprove their potential smoking habit.

The sample is composed by 78.4% of students from public schools. There are more girls than boys, respectively 52.5%. Moreover, the share of brown (or *pardo*) students is about 44%, whereas white students represent 35% and black students correspond to 13%, and Asiatic and native students account for 7.7%. Besides, a large fraction of students live with their mother, totaling 89.6%, and 64.3% live with their fathers. The interaction between these two variables suggests that the proportion of students who live with both parents is about 59.8%.

Parental education is another variable reported by students. In particular, a limitation of the survey is the fact that questions about parental and household characteristics are answered by children instead of their parents or tutors. Table 3 shows that about 30% of students reported that their mothers have no education or did not conclude the primary level, and 31.5% informed that their fathers have low education.

TABLE 3
Discriptive statistics

Covariates	Boys		Girls		All	
	Mean	SD	Mean	SD	Mean	SD
Smoking behavior						
Classmate's peer effect	21.065	12.520	20.545	12.383	20.792	12.451
= 1 if strong reaction	0.953	0.211	0.961	0.193	0.957	0.202
= 1 if smoking father	0.133	0.339	0.141	0.348	0.137	0.344
= 1 if smoking mother	0.080	0.272	0.093	0.290	0.087	0.282
= 1 if smoking parents	0.043	0.202	0.047	0.212	0.045	0.208
Adolescents' characteristics						
= 1 if public school	0.777	0.416	0.790	0.407	0.784	0.411
= 1 if girl	0.000	0.000	1.000	0.000	0.525	0.499
Age at the interview	14.376	1.072	14.151	0.995	14.258	1.038
= 1 if white	0.367	0.482	0.336	0.472	0.351	0.477
= 1 if brown (pardo)	0.405	0.491	0.473	0.499	0.441	0.496
= 1 if black	0.153	0.360	0.110	0.313	0.131	0.337
= 1 if Asiatic	0.039	0.194	0.048	0.214	0.044	0.205
= 1 if native	0.035	0.185	0.033	0.177	0.034	0.181
= 1 if living with mother	0.894	0.308	0.899	0.302	0.896	0.305
= 1 if living with father	0.669	0.471	0.619	0.486	0.643	0.479
= 1 if living with parents	0.615	0.487	0.582	0.493	0.598	0.490
Parental education						
= 1 if illiterate mother or no primary education	0.276	0.447	0.315	0.465	0.297	0.457
= 1 if mother has primary education	0.147	0.354	0.148	0.355	0.147	0.354
= 1 if mother has secondary education	0.271	0.444	0.261	0.439	0.265	0.442
= 1 if mother has higher education	0.135	0.342	0.115	0.319	0.124	0.330
= 1 if missing mother's education	0.171	0.377	0.161	0.368	0.166	0.372
= 1 if illiterate father or no primary education	0.303	0.459	0.326	0.469	0.315	0.464
= 1 if father has primary education	0.135	0.342	0.126	0.332	0.130	0.337
= 1 if father has secondary education	0.221	0.415	0.207	0.405	0.213	0.410
= 1 if father has higher education	0.127	0.333	0.106	0.307	0.116	0.320
= 1 if missing father's education	0.214	0.410	0.237	0.425	0.226	0.418
Household characteristics						
= 1 if telephone	0.538	0.499	0.475	0.499	0.505	0.500
= 1 if cellphone	0.846	0.361	0.891	0.312	0.869	0.337
= 1 if computer	0.720	0.449	0.676	0.468	0.697	0.460
= 1 if internet	0.669	0.471	0.632	0.482	0.650	0.477
= 1 if car	0.552	0.497	0.505	0.500	0.527	0.499
= 1 if motorcycle	0.332	0.471	0.309	0.462	0.320	0.467
#Bathrooms	1.545	0.868	1.453	0.835	1.497	0.852
= 1 if household servant	0.141	0.348	0.111	0.315	0.126	0.331
Observations	47,654	-	52,579	-	100,233	-

Source: Pense 2012.
Authors' elaboration.

In addition, 14.7% reported that their mothers attained the primary level, and 13% informed the same about their fathers. About 27% of the mothers attained the secondary level, and 21% reported the same about their fathers. Mothers with college or high education represent 12.4% of the sample, and father account for 11.6%. Missing information about mother's education is smaller than for fathers, respectively 16.6% and 22.6%. Because of the high fraction of missing information about parental education, we include a dummy variable for missing information in the estimations.

In the analysis, we also include variables relative to household characteristics in order to capture a wealth effect. For instance, 50.5% of students have telephone in their residences, 87% have a cellphone, 70% have a computer, and 65% have access to the internet. Nearly 53% of students reported that a household member has a car, and 32% have a motorcycle. The average number of bathrooms is also included as a measure of the house size. Students inform 1.5 bathrooms, on average, in the houses. Moreover, 12.6% of the students reported to have at least a servant in their homes. These variables are used to create a wealth index (see appendix A).

3.2 Economic fluctuations

Our proxy for economic fluctuations is the unemployment rate obtained from the Monthly Employment Survey (Pesquisa Mensal de Empregos – PME) carried out by IBGE between 1980 and 2002 – see figure 2A.

However, we are interested in the cycle component of such variable, since we intend to single out only exogenous shocks during pregnancy. Figure 2B exhibits the cycle of unemployment rate using three different decomposition methods that are: Hodrick-Prescott, Christiano-Fitzgerald and Butterworth filter. We observe similar patterns of the cycle of unemployment rate using those filters. So, we use the standard Hodrick-Prescott filter with a smooth parameter equal to 129,600 to decompose the monthly log of unemployment rate.¹¹

We match the average unemployment rate cycle with the trimester of pregnancy based on adolescents' date of birth. Therefore, we have to assume nine months of pregnancy for all observations in the sample. For a given date of birth, we compute the average of the unemployment rate cycle, for instance, in the third trimester using the unemployment rate of the current month of birth and the 1st and 2nd lagged value of the variable. For the second trimester, the average value

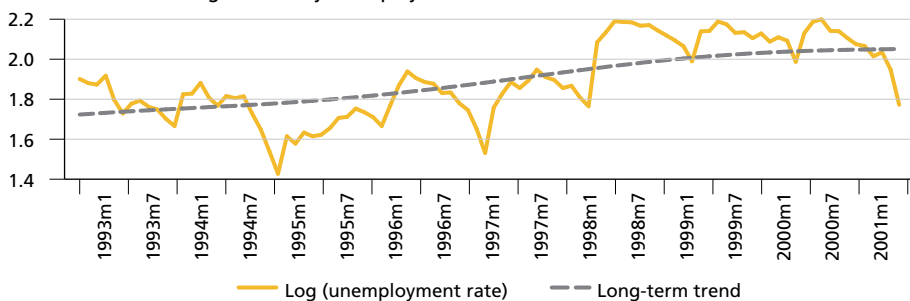
11. We follow Bozzoli and Quintana-Domeque (2014) who uses the standard Hodrick-Prescott filter with a smooth parameter equal to 129,600 to decompose the monthly log seasonally adjusted economic activity index for Argentina from January 1993 to December 2006 in order to measure the impact of the 2001 crisis on birth weight. Unfortunately, the index of economic activity started to be computed in Brazil from 2003 on and, therefore, it does not cover the years of birth reported by students (1993-2000).

is computed using the 3rd, 4th and 5th lagged value of the unemployment rate's cycle component. Finally, for the first trimester, we consider the 6th, 7th and 8th lagged value of the cycle component based on the date of birth.

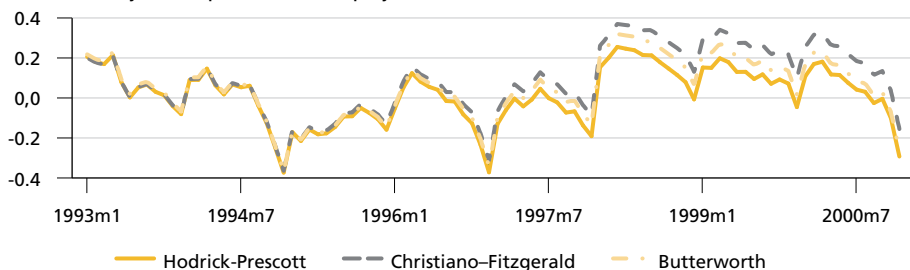
FIGURE 2

Monthly unemployment rate and cyclical component (1993-2000)

2A – Natural log of monthly unemployment rate



2B – Cycle component of unemployment rate



Source: PME/IBGE.
Authors' elaboration.

For instance, for a student born in December of a given year, the cycle of unemployment rate in the 3rd trimester of gestation is an average of the indicator in October, November and December. In the 2nd trimester of gestation, the unemployment rate cycle takes the months of July, August and September into account. Whereas in the 1st trimester of gestation, the average is computed using information from April, May and June of a given year.

Table 4 presents the descriptive statistics of the cycle component of the natural log of the unemployment rate considering the moving average of three months and annual averages. We also add the sample size for each year of birth. The moving averages of the natural log of unemployment rate in trimesters are negative between 1994 and 1999. For a better understanding, a negative (positive) value means that natural log of unemployment rate is below (above) its long-term trend, *i.e.*, the period is characterized by a low (high) unemployment rate.

Moreover, about two-thirds of the sample were born between 1997 and 1998, when the economy moves from a period of low monthly unemployment rates (or below its long-term trend), 1994-1997, to a period of high monthly unemployment rates (or above its long-term trend), 1998-1999.

TABLE 4
Unemployment rate and sample distribution by year of birth (1994-1999)

	Descriptives					Sample by
	N	Mean	Standard deviation	Minimum	Maximum	year of birth (%)
Moving average – three months						
Unemployment cycle – 3 rd trimester	72	-0.008	0.137	-0.285	0.242	-
Unemployment cycle – 2 nd trimester	72	-0.011	0.136	-0.285	0.242	-
Unemployment cycle – 1 st trimester	72	-0.014	0.135	-0.285	0.242	-
Average per year						
1994	12	-0.029	0.161	-0.398	0.139	1.85
1995	12	-0.152	0.052	-0.234	-0.064	5.30
1996	12	-0.059	0.147	-0.396	0.116	12.54
1997	12	-0.072	0.070	-0.210	0.035	31.62
1998	12	0.163	0.080	-0.020	0.251	44.47
1999	12	0.103	0.066	-0.059	0.192	4.22

Source: PME/IBGE.
Authors' elaboration.

4 ECONOMETRIC APPROACH

The structure of the dependent variable presented in the subsection 3.1 suggests the use of survival analysis for interval-censored data. Although we know the age of the first smoking experience, we do not know the exact date when it happened. We just know a potential age interval when it would have happened, which corresponds to the second column of table 1. Besides, in table 1, more than two-thirds of the sample reported to have never smoked until the date of the interview, suggesting that the prevalence of the first smoking experience is right-censored. Therefore, survival analysis for interval-censored data looks like the most appropriate model to analyze the influence of the economic fluctuations on the risk of the first smoking experience.

Nevertheless, in order to estimate such model, there should be an adaptation in the boundary of seventeen or more interval, since students' age at the interview is restricted: substitute $[17, \infty)$ for $[17, 19)$. We maintain two assumptions, *i.e.*,

everybody will end up smoking at infinity¹² [Age*, ∞), where Age* refers to the adolescents' age at the interview, and the risk of smoking onset starts at age 9. These changes appear on the third column of the table 1.

We follow Huang and Wellner (1997) in order to illustrate our econometric model. The observed age for the first smoking experience can be represented by the vector (T_1, T_2, \dots, T_k) with some distribution, where $0 < T_1 < T_2 < \dots < T_k < \infty$. Since we do not know the exact date of the event, Z is the unobserved failure time with some distribution. We observe n *i.i.d* copies of $(T_1, \dots, T_k, \Delta_1, \dots, \Delta_{k+1}) \equiv (T, \Delta)$, where $\Delta_1 = 1\{Z \leq T_1\}$, $\Delta_2 = 1\{T_1 < Z \leq T_2\}$, ..., $\Delta_k = 1\{T_{k-1} < Z \leq T_k\}$ and $\Delta_{k+1} = 1\{Z > T_k\}$.

The objective is to estimate the distribution function $F(z) = P(Z \leq z)$, that is the risk of the first smoking experience. In this context, Z is the age at the first experience with cigarettes in the interval $(T_i, T_j]$ for all $i < j$. Formally, let $(z, t_1, \dots, t_k, \delta_1, \dots, \delta_k)$ be a realization of $(Z, T_1, \dots, T_k, \Delta_1, \dots, \Delta_k)$ for a student. When a student reports the first experience at the age of 14, for example, indeed he/she is indicating that the event occurred in the interval from 14 to incomplete 15 years of age. In this case, we know that $z \in (t_5, t_6]$, although we do not know the exact date of the event.

The conditional log-likelihood function can be defined as follows:

$$\begin{aligned} \ln(F) = & \sum_{i=1}^n \{ \delta_{1i} \log F(t_{1i} | X_i) + \delta_{2i} \log [F(t_{2i} | X_i) - F(t_{1i} | X_i)] + \dots \\ & + \delta_{ki+1} \log [1 - F(t_{ki} | X_i)] \}, \end{aligned} \tag{1}$$

where $\sum_{l=1}^{k+1} \delta_l = 1$, and X is the vector of covariates.

The regression analysis of equation (1) can be done using the famous proportional hazard model proposed by Cox (1972), where the cumulative hazard function is written as:

$$\Lambda(t_i | X_i) = \Lambda(t_i) e^{X_i \beta}, \tag{2}$$

where Λ is the unknown baseline cumulative hazard function, and is β the vector of parameters to be estimated. In this case, the proportional hazard model considering interval-censored for the regression with vector β and the baseline cumulative hazard function Λ is:

12. Otherwise, we should use split population models.

$$\begin{aligned} \ln(\beta, \Lambda) = & \sum_{i=1}^n \{ \delta_{1i} \log [1 - \exp(-\Lambda(t_{1i})e^{X_i\beta})] \\ & + \delta_{2i} \log [\exp(-\Lambda(t_{1i})e^{X_i\beta}) - \exp(-\Lambda(t_{2i})e^{X_i\beta})] + \dots \\ & - \delta_{ki+1} \exp(-\Lambda(t_{ki})e^{X_i\beta}) \}. \end{aligned} \quad (3)$$

Our results come from such maximum likelihood function that estimates $(\hat{\beta}, \hat{\Lambda})$ under the constraint that $\hat{\Lambda}_n$ is a nonnegative and nondecreasing function. Vector $X_i\beta$ includes the average unemployment rate cycle in the T^{th} trimester of pregnancy for an individual i born in month m in the year t . Hence, we include dummy variables for month of birth θ_m , and for year of birth θ_t . Besides, we include dummies for Brazilian federal unities θ_s , and interactions of these dummies with a trend variable in order to capture different paths of the unemployment rate by states. Vector X_i^* includes other covariates such as classmates' peer effect, parental smoking behavior, demographic and household characteristics (see table 3).

5 RESULTS

5.1 Baseline results

Table 5 shows the estimates of the interval-censored model specifying the cumulative function F as a Weibull distribution. The coefficients capture the impact of the respective variable on the risk of the first smoking experience. Before presenting the estimates, we observe that the estimate of Weibull parameter is positive and greater than 1, which indicates a positive duration dependence on the risk of smoking onset relative to adolescents' age. Columns (1) to (4) present the baseline estimates based on variations of equation (3) regarding the inclusion of regional and time dummy variables, some interactions, beyond the unemployment cycles (twelve months) before and after pregnancy.

The baseline results show that positive deviations of the unemployment rate from its long-term trend in the third trimester of pregnancy is associated to a low risk of the first experience with cigarettes earlier in adolescence. In columns (1), the average cycle of unemployment in the first and third trimesters of pregnancy are important in the determination of smoking onset, but only the third trimester remains significant after controlling for month and year of birth, and state fixed effect in column (2).

The impact of the average unemployment cycle during the third trimester of pregnancy on smoking initiation is -0.54 in column (2). To understand the magnitude of the estimate, note that a deviation of 0.1 log units (about 10.5%)

from the long-term trend in unemployment during the third trimester of pregnancy is associated with a drop in the risk of smoking onset earlier in adolescence of about 5.4% ($0.1 \times (-0.54)$).¹³

In addition to birth month and birth year fixed effects, we control potential differences in the birth seasonality for federal unities, including interactions between months of birth and state dummies. The estimate in column (3) is very close to the estimate in column (2), respectively a reduction of 5.4% in the risk. In column (4), which accounts for specific time-trend (month-year birth) for federal unities, the estimate shows that the same variation in the log of the cycle of unemployment rate is associated to a drop of 6.1%.

TABLE 5
Results from the interval-censored survival model – Weibull

	Baseline estimations				Pre- and post-pregnancy unemployment cycles		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Unemployment cycles							
Post-pregnancy (12 months)	-	-	-	-	-0.560** (0.269)	-0.544** (0.270)	-0.520* (0.266)
3 rd trimester	-0.421*** (0.062)	-0.540** (0.260)	-0.541** (0.260)	-0.613** (0.259)	-0.503* (0.265)	-0.501* (0.265)	-0.598** (0.265)
2 nd trimester	0.004 (0.072)	0.103 (0.224)	0.102 (0.224)	0.112 (0.224)	0.056 (0.228)	0.056 (0.228)	0.055 (0.228)
1 st Trimester	-0.220*** (0.068)	0.071 (0.189)	0.072 (0.189)	-0.013 (0.189)	-0.122 (0.216)	-0.116 (0.217)	-0.165 (0.216)
Pre-pregnancy (12 months)	-	-	-	-	0.021 (0.310)	0.037 (0.312)	-0.111 (0.311)
Smoking behavior							
= 1 if smoking father	0.380*** (0.019)	0.378*** (0.019)	0.378*** (0.019)	0.379*** (0.019)	0.378*** (0.019)	0.378*** (0.019)	0.379*** (0.019)
= 1 if smoking mother	0.386*** (0.022)	0.383*** (0.022)	0.384*** (0.022)	0.381*** (0.022)	0.383*** (0.022)	0.383*** (0.022)	0.380*** (0.022)
= 1 if smoking parents	0.536*** (0.028)	0.529*** (0.028)	0.530*** (0.028)	0.533*** (0.028)	0.529*** (0.028)	0.530*** (0.028)	0.533*** (0.028)

(Continua)

13. The \log transformation of the unemployment rate (u) can be observed in terms of differences, i.e., $z - z' = \log(u) - \log(u') = \log\left(1 + \frac{u - u'}{u}\right)$. So, the percentage variation in the unemployment rate cycle can be written as: $\frac{u - u'}{u'} \cdot 100\% = \{\exp(z - z') - 1\} \cdot 100\%$.

In this case, a variation of 0.1 log units in the transformed variable is equivalent to 10.5% in the unemployment rate.

(Continuação)

	Baseline estimations				Pre- and post-pregnancy unemployment cycles		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
= 1 if strong reaction	-0.701*** (0.025)	-0.701*** (0.025)	-0.701*** (0.025)	-0.702*** (0.025)	-0.701*** (0.025)	-0.701*** (0.025)	-0.702*** (0.025)
Classmates' peer effect	0.040*** (0.001)	0.040*** (0.001)	0.040*** (0.001)	0.040*** (0.001)	0.040*** (0.001)	0.040*** (0.001)	0.040*** (0.001)
Base-line parameter in <i>log</i>	1.921*** (0.009)	1.921*** (0.009)	1.921*** (0.009)	1.921*** (0.009)	1.921*** (0.009)	1.921*** (0.009)	1.921*** (0.009)
Fixed effects and time-trend							
State	-	X	X	X	X	X	X
Time-trend	-	-	-	X	-	-	X
Birth month	-	X	X	X	X	X	X
Birth year	-	X	X	X	X	X	X
State x time trend	-	-	-	X	-	-	X
State x birth month	-	-	X	-	-	X	-
Additional controls	X	X	X	X	X	X	X
<i>Log</i> -likelihood	-74,615	-74,545	-74,534	-74,505	-74,542	-74,532	-74,503
Wald test	6,443	7,082	7,163	7,313	7,086	7,171	7,314
#Clusters	4,091	4,091	4,091	4,091	4,091	4,091	4,091
Observations	100,233	100,233	100,233	100,233	100,233	100,233	100,233

Authors' elaboration.

Notes: 1. The vector of additional controls includes: a dummy for students from public schools, a dummy for girls, student's age, four dummies for ethnicity (white, black, Asiatic, and native), four dummies for parental (mother's low-education, mother's missing education, father's low-education, and father's missing education), six binary variables for household assets (telephone, cellphone, computer, internet, car, and motorcycle), a variable for the size of the home (# bathrooms) and a dummy variable for the presence of a servant in the home.

2. Standard errors in parentheses are robust and clustered at classroom level.

3. Significance levels: ***, ** and * = 1%, 5% and 10%.

However, we need to check whether these results remain robust after accounting for potential unemployment cycles pre- and post-pregnancy. Estimations in columns (5) to (7) replicates the specifications (2) to (4), but including the average value of unemployment cycle for a period of twelve months before and after pregnancy. The unemployment cycles before pregnancy may capture the influence of mothers' anticipative behavior regarding the economic downturns, whereas unemployment cycles after pregnancy capture the influence of the economic downturns in the first year of child's life.

The estimates show that unemployment cycles twelve months before pregnancy do not exhibit significant associations with the risk of early smoking onset. On the other hand, the unemployment cycles twelve months after pregnancy exhibit a significant and negative association with smoking onset in columns (5)

and (6), but marginally significant when specific time-trends for federal units are accounted for – see column (7).

The estimate of the unemployment cycles in the third trimester of pregnancy is robust to inclusion of specific time-trends for federal units. A deviation of 0.1 log units (about 10.5%) from the long-term trend in unemployment during the third trimester of pregnancy is associated with a drop in the risk of early smoking onset of about 6%. This magnitude is very close to the estimate in column (4).

Last but not least, table 5 shows that parental and peer smoking behavior may influence smoking onset among adolescents. For instance, in column (7), the risk of an adolescent starts smoking increases about 0.38% if the father is a smoker. A similar effect is found if the mother is a smoker (0.38%), but the risk of smoking onset increases 0.53% if both parents are smokers. Moreover, the same risk decreases in 0.7% if adolescents believe that their parents will strongly react to their smoking habit. We also find evidence of peers' positive influence. In this case, increasing the proportion of classmates who have experienced cigarettes in 1% raises the risk of individual's smoking initiation in approximately 0.04%.

Notice that the estimates in table 5 include not only peer effects from parents and classmates, but also parental education level, dummy variable for public schools, and several variables about household characteristics. These variables should account for potential differences in socioeconomic environment and monetary costs of cigarette experienced by adolescents at the time of which the interview was carried out. Besides, specification (7) is estimated using the cycle of unemployment rate obtained from Christiano-Fitzgerald and Butterworth filter, and results still remain robust (see appendix B).

5.2 Different baseline functions

We also verify, in table 6, whether the estimates are robust to different specifications of the baseline hazard function. We re-estimate the specification (7) of table 5, and the result for the third trimester remains robust for three out of four specifications with coefficients varying from -0.512 to -0.659. In these specifications, a positive variation of 0.1 log deviation of the unemployment rate from its long-term trend in the third trimester of pregnancy is associated to a reduction in the risk of early smoking initiation from 5.1% to 6.6%. For the inverse Gaussian baseline hazard function, we still observe a negative sign of the coefficient, but statistically significant only at the level of 10%.

Notice also that the unemployment cycle twelve months after pregnancy appears to be significant in two out of four specifications, being less robust than

the unemployment cycle in the third trimester. The unemployment cycles twelve months before pregnancy remain insignificant in all estimations.

TABLE 6
Results from different baseline specifications

	Exponential (1)	Log-logistic (2)	Gompertz (3)	Inverse Gaussian (4)
Unemployment cycles				
Post-pregnancy (12 months)	-0.722*** (0.228)	-0.404 (0.315)	-0.620** (0.269)	-0.075 (0.057)
3 rd trimester	-0.512** (0.231)	-0.667** (0.311)	-0.659** (0.268)	-0.107* (0.057)
2 nd trimester	-0.212 (0.199)	0.237 (0.264)	-0.055 (0.230)	0.030 (0.048)
1 st trimester	-0.243 (0.188)	-0.083 (0.252)	-0.224 (0.218)	-0.010 (0.046)
Pre-pregnancy (12 months)	-0.419 (0.268)	0.009 (0.368)	-0.320 (0.314)	0.008 (0.067)
Log-likelihood	-93,817	-74,822	-74,119	-75,686
Wald test	8,919	7,066	9,823	5,518
#Clusters	4,091	4,091	4,091	4,091
Observations	100,233	100,233	100,233	100,233

Authors' elaboration.

Notes: 1. The estimated model corresponds to the specification (7) in table 5 which includes covariates and state fixed effects, state specific trends, and dummy variables for month and year of birth. The list of additional controls can be found in the footnote of table 5.

2. Robust standard errors clustered at classroom level.

3. Significance levels: ***, ** and * = 1%, 5% and 10%.

In addition, the negative association between the first smoking experience and recessions is also estimated using discrete choice models, Probit and Logit (see appendix C). The dependent variable assumes valor 1 to students who have their first smoking experience, and 0 for those who ever have smoked. The results support the evidence of table 5. Again, the third trimester of pregnancy is the most sensitive in utero period to economic downturns, reducing students' chance of having their first smoking experience during adolescence.

5.3 Selection on observables and maternal smoking behavior

The objective of this subsection is to test the existence of changes in the composition of cohorts due to economic fluctuations during pregnancy, and potential heterogeneous associations regarding maternal smoking behavior. The regression model is given by the following expression:

$$y_{ismt} = \beta_0 + \beta_1 C_{mt}^{Post} + \beta_1 C_{mt} + \beta_1 C_{mt}^{Pre} + \beta_2 Girls_{ismt} + \theta_m + \theta_t + \theta_s + \lambda trend + \delta(\theta_s * trend) + \varepsilon_{ismt}, \quad (4)$$

where y_{ismt} if the dependent variable for individuals i in the state s and born in the month m in the year t . The variable of interest is C_{mt} , which is the cycle of unemployment rate during nine months of pregnancy for an individual born in the month m in the year t . We also include the average of the unemployment cycles (twelve months) before and after pregnancy. The inclusion of the unemployment cycle before pregnancy (C_{mt}^{Pre}) aims to account for potential anticipative behavior of mothers regarding future economic fluctuations, which may be reflected in some observables characteristics, while the unemployment cycle after pregnancy (C_{mt}^{Post}) may suggest potential response of mothers to economic downturns in the first year of child's life.

The model also includes a dummy variable for student gender, fixed effects for month and year of birth (θ_m and θ_t), and state fixed effects (θ_s).¹⁴ The variable *trend* is the month-year of birth time-trend, and ($\theta_s * trend$) is the interaction between time trend and state fixed effects.

Table 7 presents estimates for different dependent variables based on demographic characteristics of students (gender and race), household wealth, mother's education and current smoking status. An important result from table 7 is that the unemployment cycles twelve months before pregnancy are not significantly correlated with any selected characteristic. It reinforces the hypothesis that mothers were not able to anticipate economic downturns before pregnancy.

However, the results suggest that prevalence of girls is positively associated to unemployment cycles during pregnancy.¹⁵ The positive association is also verified for unemployment cycles twelve months after pregnancy, reflecting the changes in the composition of cohorts.

Similar results are observed for prevalence of white students. It is positively associated to unemployment cycles during pregnancy, and twelve months after. White individuals are often associated with better socioeconomic status in Brazil. For instance, white individuals have better nutrition during childhood (Reis, 2012), better school performance (Flores and Scorzafave, 2014), better access to college (Francis and Tannuri-Pianto, 2012), and better wages (Garcia, Nopo and Salardi, 2009) than non-white individuals. Thus, this result may indicate a higher prevalence of high socioeconomic status children during economic downturns. In order

14. For the regression that the girl's dummy variable is assumed as the dependent variable, it is automatically excluded from the vector of covariates.

15. Studies on reproductive health have found that maternal stress (measured by salivary cortisol), before conception and, during pregnancy is positively associated with female excess of live births (Chason *et al.*, 2011; Chason *et al.*, 2012).

to provide support for such evidence, we also check the correlation of unemployment cycle during pregnancy with other measures of socioeconomic status, which are: household wealth and mother’s education.

TABLE 7
Selection on observable characteristics

	Girls	White	Wealth index	Low-educated mother	Smoking mother
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Unemployment cycles					
Post-pregnancy (12 months)	0.222*** (0.060)	0.124** (0.053)	1.778*** (0.188)	-0.268*** (0.040)	-0.129*** (0.042)
Pregnancy (9 months)	0.188*** (0.056)	0.261*** (0.050)	1.389*** (0.171)	-0.238*** (0.040)	-0.083** (0.039)
Pre-pregnancy (12 months)	-0.069 (0.067)	-0.102* (0.059)	-0.132 (0.199)	-0.018 (0.044)	0.054 (0.048)
F-test (global significance)	17.59***	50.75***	50.52***	17.05***	19.25***
R ²	0.01	0.06	0.13	0.06	0.02
Adjusted R ²	0.01	0.06	0.13	0.06	0.02
Observations	100,233	100,233	100,233	83,588	100,233

Authors’ elaboration.
Notes: 1. Robust standard errors clustered at classroom level.
2. Significance levels: ***, ** and * = 1%, 5% and 10%.

Household wealth was defined as an index of durable goods (cellphone, computer, car, motorcycle, and the number of bathrooms) and the presence of some household services (internet and household servants) generated by principal components (see appendix A). Mother’s education is represented by a binary variable, which indicates 1 for mothers with complete primary education or less and 0 for mothers with complete secondary or superior education. In this study, mothers with complete primary education or less are assumed to be low socioeconomic status, whereas mothers with complete secondary or superior education are assumed to be high socioeconomic status.

Table 7 shows that the index of household wealth is positively correlated to unemployment cycles during pregnancy, and the prevalence of low-educated mothers is negatively correlated with. So, the prevalence of high socioeconomic status adolescent at the time of the interview is positively associated with recessions during the life in utero.

Fertility decision is probably the mechanism behind this particular evidence, once it depends on whether individuals perceive changes in the unemployment rate as permanent or transitory. In this case, quantity-quality decision is adjusted by women during recession periods. The permanent changes in wages lead to a

substitution and income effect on fertility, but transitory changes in the labor market will only affect the timing of fertility. However, the imperfections of the credit markets lead low-SES women to increase fertility if they are not credit constrained during recessions, or postpone fertility if they are (Becker, 1965; Dehejia and Lleras-Muney, 2004). Thus, the prevalence of high-SES characteristics during economic downturns in table 7 may actually reflect the decision of low-SES women in postponing fertility during contraction periods of the economy.

Another important hypothesis to be tested is whether the prevalence of maternal smoking at the time of the survey is correlated with the economic fluctuations during pregnancy. As exposed in section 2, if the current smoking status of mothers does not share any unobserved relationship with economic environment during pregnancy, we would expect insignificant coefficients. Nonetheless, the last column of table 7 shows that a positive deviation of the unemployment rate from its long-term trend during pregnancy is negatively associated with the current prevalence of smoking mothers. Notice also that the prevalence of smoking mothers is low when the post-pregnancy unemployment cycle increases, suggesting that mothers may have adopted healthy behavior during the first year of child's life as well.

5.4 Differences due to mother's education

In order to better understand the relationship between the current maternal smoking behavior and the economic fluctuations during pregnancy, we estimate the specification (5) of table 7 by mother's education attainment. The first column of table 8 presents the estimates for mothers with primary education or lower schooling level (incomplete primary or no schooling), which is the low socioeconomic status group of mothers. Column (4) shows the estimates for mothers with secondary or superior education, which corresponds to the high socioeconomic status group. The last column provides the estimated coefficients considering the group of mothers without any information about their education attainment.

Table 8 clearly shows that the negative relationship between the current maternal smoking behavior and unemployment cycles during pregnancy is basically driven by low-SES mothers. None of the estimations for high-SES mothers were statistically significant, as well as the estimation for group of missing information about mother's education.

TABLE 8
Heterogeneous effect on maternal smoking behavior by socioeconomic status

	Low-SES		High-SES		Missing information
	Primary education or less	Secondary education	Superior education	Secondary and superior	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Unemployment cycles					
Post-pregnancy (12 months)	-0.155*** (0.060)	-0.076 (0.081)	-0.122 (0.144)	-0.107 (0.070)	0.115 (0.114)
Pregnancy (9 months)	-0.113** (0.058)	-0.016 (0.072)	-0.071 (0.116)	-0.044 (0.060)	0.103 (0.107)
Pre-pregnancy (12 months)	0.025 (0.070)	0.069 (0.087)	0.061 (0.149)	0.058 (0.075)	0.167 (0.123)
<i>F</i> -test (global significance)	8.12***	4.97***	3.66***	6.14***	5.31***
<i>R</i> ²	0.01	0.02	0.02	0.01	0.02
Adjusted <i>R</i> ²	0.01	0.01	0.02	0.01	0.02
Observations	44,512	26,604	12,472	39,076	16,460

Authors' elaboration.

Notes: 1. Robust standard errors clustered at classroom level.

2. Significance levels: ***, ** and * = 1%, 5% and 10%.

This is an important result in light of Dehejia and Lleras-Muney (2004). If low-SES mothers are credit constrained, they may not only postpone fertility in periods of economic contractions, but also they may adopt healthy behavior if they get pregnant during hard times. Thus, an immediate question that arises from this result is whether the association between the risk of early smoking onset and unemployment cycles during pregnancy in table 5 is driven by adolescents of low-SES mothers.

In table 9, we re-estimate the specification (7) of table 5 based on mother's education attainment. The results show that a deviation of 0.1 log unity of the unemployment rate from its long-term trend in the third trimester of pregnancy reduces their risk of early smoking onset in 8.3%. Estimations for high-SES students did not show any significant coefficients. For students who did not report the education level of their mothers, only the coefficient for the unemployment cycle twelve months after pregnancy is statistically significant.

TABLE 9
Heterogeneous effect on the risk of smoking onset due to socio-economic status

	Low-SES		High-SES		Missing information
	Primary education or less	Secondary education	Superior education	Secondary and superior	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Unemployment cycle					
Post-pregnancy (12 months)	-0.051 (0.359)	-0.609 (0.560)	-0.552 (1.129)	-0.660 (0.505)	-1.395** (0.663)
3 rd trimester	-0.829** (0.366)	-0.204 (0.531)	-0.555 (0.987)	-0.273 (0.478)	0.155 (0.683)
2 nd trimester	0.203 (0.317)	-0.473 (0.458)	0.492 (0.793)	-0.301 (0.399)	0.024 (0.598)
1 st trimester	-0.054 (0.298)	0.081 (0.426)	0.135 (0.756)	0.095 (0.370)	-0.556 (0.552)
Pre-pregnancy (12 months)	-0.289 (0.435)	0.132 (0.651)	-0.468 (1.255)	-0.088 (0.581)	0.479 (0.757)
Log-likelihood	-35,787	-19,180	-7,205	-26,442	-11,935
Wald test	4,351	2,102	764	2,493	1,532
#Clusters	4,023	3,975	2,834	4,016	3,897
Observations	44,512	26,604	12,472	39,076	16,493

Authors' elaboration.

Notes: 1. The estimated models correspond to the specification (7) in table 5, which includes covariates and state fixed effects, state specific trends, and dummy variables for month and year of birth. The list of additional controls can be found in the footnote of table 5.

2. Robust standard errors clustered at classroom level.

3. Significance levels: ***, ** and * = 1%, 5% and 10%.

Therefore, the impact of unemployment fluctuations on the risk of smoking onset earlier in adolescence is basically driven by students of low-SES mothers. In bad times, low-SES mothers could have attended prenatal care more often in order to monitor the fetal growth. It is worth noting that the access to health care service is public in Brazil. Moreover, low-SES mothers tend to be highly dependent of such public service, and might effectively increase the demand during recession periods. These health attitudes might have attenuated maternal stress and led to reductions in the prevalence of maternal smoking during pregnancy, reducing the risk of offspring smoking onset earlier in adolescence.¹⁶

16. In Brazil, the Seguro Desemprego (*i.e.*, unemployment insurance) and the Fundo de Garantia por Tempo de Serviço (FGTS) are two social security mechanisms that can improve the capacity of workers in smoothing consumption during transitory shocks in the economy. However, the 1990s were marked by a growth in the degree of informality of the Brazilian labor market, reaching almost half of the employees by the end of the decade. In addition, the majority of informal workers had lower schooling levels at that time (Ulysea, 2006). Therefore, it is expected that the access of the less educated mothers (or their respective husbands) to these two social benefits was low during the 1990s, which could reinforce their necessity of adopting healthy behavior as a compensatory strategy.

5.5 Differences due to gender

We also investigate whether economic fluctuations during pregnancy exhibit heterogeneous associations regarding to adolescents' gender. Table 10 replicates the specification (7) in table 5, but splitting the sample for boys and girls. The estimates show that boys are the demographic group sensitive to economic downturns. A deviation of 0.1 log units from the long-term trend in the unemployment during the third trimester of pregnancy is associated with a drop in the risk of early smoking onset among boys of about 7.8%. Girls did not exhibit any significant estimates, although the coefficient for the third trimester is negative.

Early life investment will be more effective in mitigating early life shocks to child health depending on how parents weight their time preference in an underlying health production function (Heckman, 2007; Almond and Currie, 2011). In this case, parental preference concerning child gender may play an important role. If they prefer boys rather than girls, early investment in boy's health may mitigate later life consequences of economic shocks.

TABLE 10
Heterogeneous effect due to gender

	Girls	Boys
	(1)	(2)
Unemployment cycles		
Post-pregnancy (12 months)	-0.336 (0.402)	-0.615* (0.355)
3 rd trimester	-0.250 (0.394)	-0.781** (0.357)
2 nd trimester	0.219 (0.323)	-0.162 (0.318)
1 st trimester	-0.168 (0.316)	-0.069 (0.296)
Pre-pregnancy (12 months)	0.301 (0.463)	-0.541 (0.428)
Log-likelihood	-36,762	-37,559
Wald test	4,350	3,153
#Clusters	4,086	4,089
Observations	52,579	47,654

Authors' elaboration.

Notes: 1. The estimated model corresponds to the specification (7) in table 5, which includes covariates and state fixed effects, state specific trends, and dummy variables for month and year of birth. The list of additional controls can be found in the footnote of table 5.

2. Robust standard errors clustered at classroom level.

3. Significance levels: ***, ** and * = 1%, 5% and 10%.

Therefore, the results in table 10 suggest the existence of parental preference for boys, even though the literature about gender bias in Brazil has shown that mothers tend to allocate more resource to girls, whereas fathers exhibit preferences for boys (Thomas, 1994; Emerson and Souza, 2007).

6 CONCLUSION

In this study, we were interested in investigating whether smoking onset among adolescents in Brazil is correlated to economic fluctuations during pregnancy. We use the 2012 National Survey of School Health (Pense) carried out by the Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE). In order to perform the analysis, we link the unemployment rate cycle to the trimesters of pregnancy based on the adolescents' date of birth.

The results suggest that the risk smoking onset earlier in adolescence decreases with economic downturns in the third trimester of pregnancy. A deviation of 0.1 log units of the unemployment rate from its long-term trend is associated to a drop 6% in the risk of early smoking initiation among students from the nine-grade of primary school, especially among boys. This result is robust even after including several additional controls and cohort fixed-effects, and different specifications of baseline hazard functions. This result is basically driven by adolescents of low-SES mothers, who are less prevalent than adolescents of high-SES mothers when pregnancy takes place in bad times.

A potential explanation for such results is that low-SES mothers might have adopted healthy behavior when they faced economic downturns during pregnancy, because they are more likely to be credit constrained in recession periods. Moreover, our evidence shows that the prevalence of smoking among low-SES mothers at the time of the interview is low if they experienced economic contractions during pregnancy, which suggests that their past decision of smoking may be linked to economic environment during pregnancy.

Although recent evidence in the economic literature has shown that mothers tend to exhibit deteriorated health during economic downturns (Currie, Duque and Garfinkel, 2015), our results is in line of the literature that found individuals' health improvements during bad times (Ruhm and Black, 2002; Ruhm, 2005), including health at birth (Dehejia and Lleras-Muney, 2004). Moreover, the recent literature of human capital formation suggests that parents may reallocate resources in order to compensate unexpected shocks to child health early in life (Heckman, 2007; Cunha and Heckman, 2007; Cunha, Heckman and Schennach, 2010; Yi *et al.*, 2015), opening a window for future research.

Therefore, if pregnant women are more health risky during bad economic periods they might increase demand for public health care, specially prenatal and

maternal care. Intensifying policies focused on reducing maternal addiction to smoking and improving mental health care during economic contractions would also be important to prevent smoking behavior among adolescents in Brazil. However, these policy recommendations would be much better addressed if we would be able to properly test the biological and behavioral channels behind the associations presented in the current study.

REFERENCES

- ALI, M. M.; DWYER, D. S. Estimating peer effects in adolescent smoking behavior: a longitudinal analysis. **Journal of Adolescents Health**, v. 45, n. 4, p. 402-408, 2009.
- ALMEIDA, A. T. C.; ARAÚJO JR., I. T. Efeitos da exposição aos fatores de risco comportamentais à saúde sobre o atraso escolar no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 70, n. 2, p. 129-169, 2016.
- ALMOND, D.; CURRIE, J. Human capital development before age five. *In*: CARD, D.; ASHENFELTER, O. (Eds.). **Handbook of Labor Economics**. New York: Elsevier, 2011.
- AZAGBA, S.; BASKERVILLE, N. B.; MINAKER, L. A comparison of adolescent smoking initiation measures on predicting future smoking behavior. **Preventive Medicine Reports**, v. 2, p. 174-177, 2015.
- BECKER, G. S. A theory of the allocation of time. **The Economic Journal**, v. 75, n. 299, p. 493-517, 1965.
- BECKER, G. S.; GROSSMAN, M.; MURPHY, K. M. An empirical analysis of cigarette addiction. **The American Economic Review**, v. 84, n. 3, p. 396-418, 1994.
- BOZZOLI, C.; QUINTANA-DOMEQUE, C. The weight of the crisis: evidence from newborns in Argentina. **The Review of Economics and Statistics**, v. 96, n. 3, p. 550-562, 2014.
- CARPENTER, C.; COOK, P. J. Cigarette taxes and youth smoking: new evidence from national, state, and local youth risk behavior surveys. **Journal of Health Economics**, v. 27, n. 2, p. 287-299, 2008.
- CHALOUPKA, F. Rational addictive behavior and cigarette smoking. **Journal of Political Economy**, v. 99, n. 4, p. 722-742, 1991.
- CHALOUPKA, F.; WARNER, K. E. The economics of smoking. *In*: CULYER, A. J.; NEWHOUSE, J. P. (Eds.). **Handbook of Health Economics**. New York: Elsevier, 2000.
- CHASON, R. J. *et al.* Does preconception stress alter the secondary sex ratio? **Fertility and Sterility**, v. 96, n. 3, p. 154, 2011.

CHASON, R. J. *et al.* Preconception stress and the secondary sex ratio: a prospective cohort study. **Fertility and Sterility**, v. 98, n. 4, p. 937-941, 2012.

COX, D. R. Regression models and life-tables. **Journal of the Royal Statistical Society**, v. 34, n. 2, p. 187-220, 1972.

CUNHA, F.; HECKMAN, J. J. The technology of skill formation. **American Economic Review**, v. 97, n. 2, p. 31-47, 2007.

CUNHA, F.; HECKMAN, J. J.; SCHENNACH, S. M. Estimating the technology of cognitive and noncognitive skill formation. **Econometrica**, v. 78, n. 3, p. 883-931, 2010.

CURRIE, J.; DUQUE, V.; GARFINKEL, I. The great recession and mothers' health. **The Economic Journal**, v. 125, p. 311-346, 2015.

DECICCA, P.; KENKEL, D.; MATHIOS, A. Putting out the fires: will higher taxes reduce the onset of youth smoking? **Journal of Political Economy**, v. 110, n. 1, p. 144-169, 2002.

_____; _____. Cigarette taxes and the transition from youth to adult smoking: smoking initiation, cessation, and participation. **Journal of Health Economics**, v. 27, n. 4, p. 904-917, 2008.

DEHEJIA, R.; LLERAS-MUNEY, A. Booms, busts, and babies' health. **Quarterly Journal of Economics**, v. 119, p. 1091-1130, 2004.

DRYDAKIS, N. The effect of unemployment on self-reported health and mental health in Greece from 2008 to 2013: a longitudinal study before and during the financial crisis. **Social Science and Medicine**, v. 128, p. 43-51, 2015.

ELLICKSON, P. L.; TUCKER, J. S.; KLEIN, D. J. High-risk behaviors associated with early smoking: results from a 5-year follow-up. **Journal of Adolescent Health**, v. 28, n. 6, p. 465-473, 2001.

EMERSON, P. M.; SOUZA, P. Child labor, school attendance, and intra-household gender bias in Brazil. **World Bank Economic Review**, v. 21, n. 2, p. 301-316, 2007.

EMERY, S.; WHITE, M. M.; PIERCE, J. P. Does cigarette price influence adolescent experimentation? **Journal Health Economics**, v. 20, p. 261-270, 2001.

EVERETT, S. A. *et al.* Initiation of cigarette smoking and subsequent smoking behavior among US High School students. **Preventive Medicine**, v. 29, n. 5, p. 327-333, 1999.

FLORES, R. M. V.; SCORZAFAVE, L. G. D. S. Effect of racial segregation on proficiency of Brazilian elementary school students. **Economia**, v. 15, n. 1, p. 20-29, 2014.

FRANCIS, A. M.; TANNURI-PIANTO, M. The redistributive equity of affirmative action: exploring the role of race, socioeconomic status, and gender in college admissions. **Economics of Education Review**, v. 31, n. 1, p. 45-55, 2012.

GARCIA, L. M.; NOPO, H.; SALARDI, P. **Gender and racial wage gaps in Brazil 1996-2006**: evidence using a matching comparisons approach. Washington: Inter-American Development Bank, 2009.

GILMAN, S. E. *et al.* Parental smoking and adolescent smoking initiation: an intergenerational perspective on tobacco control. **Pediatrics**, v. 132, n. 2, p. 274-281, 2009.

HECKMAN, J. The economics, technology, and neuroscience of human capability formation. **PNAS**, v. 104, n. 33, p. 13250-13255, 2007.

HECKMAN, J.; FLYER, F.; LOUGHLIN, F. An assessment of causal inference in smoking initiation research and a framework for future research. **Economic Inquiry**, v. 46, n. 1, p. 37-44, 2008.

HU, M.-C.; DAVIES, M.; KANDEL, D. B. Epidemiology and correlates of daily smoking and nicotine dependence among young adults in the United States. **American Journal of Public Health**, v. 96, n. 2, p. 299-308, 2006.

HUANG, J.; WELLNER, J. A. Interval censored survival data: a review of recent progress. *In*: LIN, D.; FLEMING, T. (Eds.). **Proceedings of the First Seattle Symposium in Biostatistics**. New York: Springer-Verlag, 1997. v. 123, p. 123-169.

HWANG, J. H.; PARK, S.-W. Age at smoking initiation and subsequent smoking among Korean adolescent smokers. **Journal of Preventive Medicine and Public Health**, v. 47, n. 5, p. 266-272, 2014.

KHUDER, S. A.; DAYAL, H. H.; MUTGI, A. B. Age at smoking onset and its effect on smoking cessation. **Addictive Behaviors**, v. 24, n. 5, p. 673-677, 1999.

LAMPREIA, S. *et al.* Tabagismo no Brasil: estimação das elasticidades preço e renda na participação e na demanda por cigarros industrializados. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 45, n. 2, p. 245-270, 2015.

LATIF, E. The impact of recession on drinking and smoking behaviours in Canada. **Economic Modelling**, v. 42, p. 43-56, 2014.

LILLARD, D. R.; MOLLOY, E.; SFEKAS, A. Smoking initiation and the iron law of demand. **Journal of Health Economics**, v. 32, n. 1, p. 114-127, 2013.

MARCUS, J. The effect of unemployment on the mental health of spouses? Evidence from plant closures in Germany. **Journal of Health Economics**, v. 32, n. 3, p. 546- 558, 2013.

MENDOLIA, S. The impact of husband's job loss on partners' mental health. **Review of Economics of the Household**, v. 12, n. 2, p. 277-294, 2014.

NONNEMAKER, J. M.; FARRELLY, M. C. Smoking initiation among youth: the role of cigarette excise taxes and prices by race/ethnicity and gender. **Journal of Health Economics**, v. 30, n. 3, p. 560-567, 2011.

PAUL, K. I.; MOSER, K. Unemployment impairs mental health: meta-analyses. **Journal of Vocational Behavior**, v. 74, p. 264-282, 2009.

POMERLEAU, C. S. *et al.* Initial exposure to nicotine in college-age women smokers and never-smokers. **Journal of Addictive Diseases**, v. 18, n. 3, p. 13-19, 1999.

POMERLEAU, O. F. Individual differences in sensitivity to nicotine: implications for genetic research on nicotine dependence. **Behavior Genetics**, v. 25, n. 2, p. 161-177, 1995.

REIDPATH, D. D. *et al.* The relationship between age of smoking initiation and current smoking: an analysis of school surveys in three European countries. **Cancer Causes and Control**, v. 15, n. 3, p. 729-733, 2013.

REIDPATH, D. D. *et al.* Does one cigarette make an adolescent smoker, and is it influenced by age and age of smoking initiation? Evidence of association from the US Youth Risk Behavior Surveillance System (2011). **Preventive Medicine**, v. 9, p. 37-41, 2014.

REIS, M. Differences in nutritional outcomes between Brazilian white and black children. **Economics and Human Biology**, v. 10, n. 2, p. 174-188, 2012.

REYNOLDS, R. M. Glucocorticoid excess and the developmental origins of disease: two decades of testing the hypothesis – the 2012 Curt Richter Award Winner. **Psychoneuroendocrinology**, v. 38, n. 1, p. 1-11, 2013.

RUHM, C. J. Are recessions good for your health? **Quarterly Journal of Economics**, v. 115, n. 2, p. 617-650, 2000.

_____. Good times make you sick. **Journal of Health Economics**, v. 22, n. 4, p. 637-658, 2003.

_____. Healthy living in hard times. **Journal of Health Economics**, v. 24, n. 2, p. 341-363, 2005.

RUHM, C. J.; BLACK, W. E. Does drinking really decrease in bad times? **Journal of Health Economics**, v. 21, n. 4, p. 659-678, 2002.

RYDELL, M. *et al.* Prenatal exposure to tobacco and future nicotine dependence: population-based cohort study. **The British Journal of Psychiatry**, v. 200, p. 202-209, 2012.

_____. In-utero exposure to maternal smoking is not linked to tobacco use in adulthood after controlling for genetic and family influences: a Swedish sibling study. **European Journal of Epidemiology**, v. 29, p. 499-506, 2014.

SECKL, J. R.; MEANEY, M. J. Glucocorticoid programming. **Annals of the New York Academy of Sciences**, v. 1032, n. 1, p. 63-84, 2004.

SIMONS-MORTON, B. G.; FARHAT T. Recent findings on peer group influences on adolescent smoking. **The Journal of Primary Prevention**, v. 31, n. 4, p. 191-208, 2010.

STROUD, L. R. *et al.* Prenatal glucocorticoids and maternal smoking during pregnancy independently program adult nicotine dependence in daughters: a 40-year prospective study. **Biological Psychiatry**, v. 75, p. 47-55, 2014.

TAYLOR, A. E. *et al.* Maternal smoking during pregnancy and offspring smoking initiation: assessing the role of intrauterine exposure. **Addiction**, v. 109, p. 1013-1021, 2014.

THOMAS, D. Like father, like son; like mother, like daughter: parental resources and child height. **Journal of Human Resources**, v. 29, n. 4, p. 950-988, 1994.

ULYSSEA, G. Informalidade no mercado de trabalho brasileiro: uma resenha da literatura. **Revista de Economia Política**, v. 26, n. 4, p. 596-618, 2006.

WILKINSON, A. V. *et al.* Age-related differences in factors associated with smoking initiation. **Cancer Causes and Control**, v. 18, n. 6, p. 635-644, 2007.

YI, J. *et al.* Early health shocks, intra-household allocation and child outcomes. **The Economic Journal**, v. 125, p. 347-371, 2015.

APPENDIX A

WEALTH INDEX

The wealth index is generated by principal components approach. We include binary variables about possession of cellphone, computer, internet, car, motorcycle, the number of bathrooms in the house, and the presence of servants. Descriptive statistics are presented in table 3.

Table A.1 shows the eigenvalues and eigenvectors from principal components approach. We use the component with the largest eigenvalue to create the wealth index. The last column of table A.1 shows correlation between each variable the wealth index. The coefficients show that the wealth index is mainly correlated to possession of computer, internet, car and number of bathrooms of the house. Large values of the index are associated to possession of durable goods and with the size of the house. Therefore, adolescents with wealth index bigger than the median value (0.0176) are considered high socioeconomic status, and their counterparts are adolescents with wealth index smaller or equal than the median value.

TABLE A.1
Eigenvalues and eigenvector

Components	C1	C2	C3	C4	C5	C6	C7	Correlation coefficient
Eigenvalue	2.50	1.06	0.99	0.93	0.70	0.56	0.26	Wealth Index
= 1 if cellphone	0.20	-0.18	0.25	0.93	-0.02	0.02	0.02	0.310
= 1 if computer	0.51	-0.36	0.11	-0.21	0.23	0.03	0.71	0.800
= 1 if internet	0.51	-0.36	0.10	-0.19	0.27	0.02	-0.70	0.801
= 1 if car	0.42	0.13	0.02	-0.10	-0.80	0.40	-0.03	0.663
= 1 if motorcycle	0.00	0.40	0.90	-0.16	0.09	-0.03	0.00	-0.006
#Bathrooms	0.43	0.38	-0.18	0.05	-0.12	-0.79	0.01	0.673
= 1 if servant	0.30	0.62	-0.28	0.13	0.47	0.45	0.02	0.475

Authors' elaboration.

APPENDIX B

RESULTS USING DIFFERENT FILTERING METHODS FOR UNEMPLOYMENT RATE

Table B.1 present the estimations using different detrended unemployment rates. The first column is the estimates for cycle component obtained by the Hodrick-Prescott filter as presented in table 5, whereas column (2) and (3) show the results for the cycle of unemployment rate obtained through Christiano-Fitzgerald and Butterworth filter.

TABLE B.1
Results using different filtering methods for unemployment rate

	Hodrick-Prescott	Christiano-Fitzgerald	Butterworth
	(1)	(2)	(3)
	Unemployment cycle		
Post-pregnancy (12 months)	-0.520* (0.266)	-0.415* (0.243)	-0.415* (0.245)
3 rd trimester	-0.598** (0.265)	-0.603** (0.262)	-0.604** (0.264)
2 nd trimester	0.055 (0.228)	0.077 (0.228)	0.070 (0.228)
1 st trimester	-0.165 (0.216)	-0.134 (0.212)	-0.135 (0.212)
Pre-pregnancy (12 months)	-0.111 (0.311)	-0.113 (0.290)	-0.123 (0.295)
Log-likelihood	-75,253	-75,253	-75,253
Wald test	7,804	7,803	7,804
#Clusters	4,091	4,091	4,091
Observations	100,233	100,233	100,233

Authors' elaboration.

Notes: 1. The estimated model corresponds to the specification (7) in table 5, which includes covariates and state fixed effects, state specific trends, and dummy variables for month and year of birth. The list of additional controls can be found in the footnote of table 5.

2. Robust standard errors clustered at classroom level.

3. Significance levels: ***, ** and * = 1%, 5% and 10%.

The estimates in table B.1 are very similar. The estimated parameter for the cycle of unemployment rate using Hodrick-Prescott filter is slightly smaller in comparison with the other two filtering methods. A positive deviation of 0.1 log units (about 10.5%) from the long-term trend in unemployment during the third trimester of pregnancy is associated with a drop in the risk of early smoking onset in adolescence of about 6%, respectively using Christiano-Fitzgerald and Butterworth filter. Besides, the estimates of for unemployment cycles twelve months after pregnancy remain statistically insignificant using different filtering methods for the unemployment rate.

APPENDIX C

DISCRETE CHOICE MODELS

In this subsection of the appendix, we present the estimates for the probability of a student has his/her first smoking experience. The estimates are obtained for two binary specifications: Probit and Logit.

The results suggest that a positive deviation of the natural *log* unemployment rate from its long-term trend in the third trimester of gestation is associated to a drop in the probability of a student has had his/her first smoking experience, in which the estimate is significant at the level of 5% of significance. Moreover, the unemployment cycle twelve months after pregnancy also reduces the probability of the first smoking experience. The results also confirm that students' smoking behavior is positively correlated to the parental smoking behavior and to the influence of their classmates as well. In summary, the results in table 5 are supported by those two binary choice models.

TABLE C.1
Results from discrete choice models

	Specifications	
	Probit	Logit
Unemployment cycle		
Post-pregnancy (12 months)	-0.414** (0.187)	-0.702** (0.325)
3 rd trimester	-0.408** (0.182)	-0.715** (0.321)
2 nd trimester	0.025 (0.156)	-0.032 (0.275)
1 st trimester	-0.128 (0.150)	-0.221 (0.264)
Pre-pregnancy (12 months)	-0.116 (0.218)	-0.251 (0.381)
Parental and peer smoking		
= 1 if smoking father	0.032*** (0.000)	0.055*** (0.001)
= 1 if smoking mother	-0.585*** (0.021)	-0.993*** (0.035)
= 1 if smoking parentes	0.270*** (0.014)	0.475*** (0.024)

(Continua)

(Continuação)

	Specifications	
	Probit	Logit
= 1 if strong parental reaction	0.288*** (0.016)	0.504*** (0.028)
Classmates' peer effect	0.422*** (0.021)	0.731*** (0.037)
Fixed effects and time trend		
State	X	X
Time-trend	X	X
Birth month	X	X
Birth year	X	X
State x time-trend	X	X
Additional controls	X	X
Log-likelihood	-43,642	-43,720
Wald test	18,013	15,514
#Clusters	4,091	4,091
Observations	100,233	100,233

Authors' elaboration.

Notes: 1. The list of additional controls can be found in the footnote of table 5. Robust standard errors clustered at classroom level.
2. Significance levels: ***, ** and * = 1%, 5% and 10%.

BACKGROUND FAMILIAR E DESEMPENHO ESCOLAR: UMA ABORDAGEM NÃO PARAMÉTRICA

Wallace Patrick Santos de Farias Souza¹

Victor Rodrigues de Oliveira²

Ana Cláudia Annegues³

Uma ampla literatura teórica e empírica sugere que há uma transferência intergeracional de características socioeconômicas da família, como a renda e a educação. Nesse sentido, o objetivo deste trabalho consiste em investigar a relação entre as características familiares e a proficiência escolar. Para isso, estimou-se um modelo não paramétrico, o *generalized additive model* (GAM), por meio de um estimador em dois estágios, também não paramétrico. Foram utilizados os microdados do Sistema de Avaliação da Educação Básica (Saeb) 2011 e do Censo Escolar, em que as proficiências correspondem às notas do exame de aprendizagem de alunos do 5º e do 9º anos do ensino fundamental de escolas das redes pública e privada. Os resultados sugerem que as variáveis ligadas ao *background* familiar exercem grande influência no desempenho escolar dos alunos em comparação com as variáveis ligadas à escola, aos docentes e aos diretores, sobretudo para os alunos de escola pública.

Palavras-chave: desempenho escolar; modelo GAM; *background* familiar.

FAMILY BACKGROUND AND SCHOOL PERFORMANCE: A NON-PARAMETRIC APPROACH

A large theoretical and empirical literature suggests that there is an intergenerational transfer of socioeconomic characteristics of the family, such as income and education. In this sense, the objective of this work is to investigate a relation between the familiar characteristics and a school proficiency. For this, a non-parametric model, the *generalized additive model* (GAM), was estimated through a two stages non-parametric estimator. The micro data of Saeb 2011 and the School Census were used, corresponding to the grades of the apprenticeship examination of students in the 5th and 9th grade of public and private schools. The results suggested as variables linked to the family background exert a great influence on the students' school performance in a variable with variables related to the school, the teachers and the principals, especially for the students of the public school.

Keywords: school performance; GAM model; family background.

JEL: I20; I25; C14.

1 INTRODUÇÃO

Embora o Brasil venha apresentando melhorias em seus indicadores educacionais (taxa de analfabetismo, número de crianças matriculadas), em termos de desempenho

1. Doutor em economia aplicada pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Rio Grande do Sul (PPGE/UFRGS). Professor no Departamento de Economia da UFPB *E-mail*: <wpsfarias@gmail.com>.

2. Pós-doutorando em desenvolvimento econômico na UFPR. Doutor em economia aplicada pelo PPGE/UFRGS. *E-mail*: <victor5491@gmail.com>.

3. Doutora em economia aplicada pelo PPGE/UFRGS. *E-mail*: <annegues.ana@gmail.com>.

escolar o país ainda permanece em situação desfavorável quando comparado a outros países. Segundo a avaliação feita pelo Programme for International Student Assessment (Pisa), no ano de 2012, o Brasil ficou na 55ª posição, ficando abaixo de países da América Latina, como Chile e Uruguai. Esse panorama mostra que o país ainda possui um longo caminho para melhoria da qualidade de ensino, o que desperta preocupação por parte do poder público e da sociedade, tendo em vista que a educação consiste em um dos pontos-chave para uma nação próspera, com desenvolvimento sustentado.

Várias estratégias para reverter esse quadro têm sido sugeridas quando se fala em políticas públicas de educação. Mas antes de tentar definir alguma que possa ser de fato eficaz, em primeiro lugar é necessário identificar os fatores que influenciam a aprendizagem e o desempenho dos alunos. Ao longo dos anos a literatura tem se preocupado em fornecer respostas a essa necessidade, investigando, na maior parte das vezes, o impacto de fatores ligados à escola e aos professores. Não obstante, outro fator de grande importância para o desempenho dos alunos, embora não inserido diretamente no contexto escolar, é o *background* familiar desses estudantes.

O *background* familiar consiste em um conjunto de características do ambiente familiar no qual os indivíduos se desenvolvem (educação e ocupação dos pais, renda familiar etc.). A importância das características familiares na chance de progresso escolar é um resultado bastante consolidado nas literaturas teórica e empírica, considerado como um dos principais fatores responsáveis pela “manutenção do ciclo intergeracional de pobreza” (Leon e Menezes-Filho, 2002). Tais características tendem a ser repassadas aos indivíduos e exercem forte influência sobre os seus resultados econômicos individuais, como a renda e/ou o nível de escolaridade – ver Conlisk (1974), Becker e Tomes (1979) e Goldberger (1989). Behrman, Birdsall e Székely (2000) mostram que nos países da América Latina, em particular, a educação dos pais tende a ser determinante no nível de educação alcançado pelos indivíduos, o que denota uma baixa mobilidade educacional entre as gerações. No Brasil, o estudo de Ferreira e Veloso (2006) corrobora as evidências encontradas em favor da importância do *background* familiar no nível socioeconômico e educacional dos indivíduos.

Algumas evidências empíricas apontam que esta variável consiste em um insumo tão ou mais importante que os fatores pedagógicos na função de produção educacional. Os resultados encontrados por Souza e Silva (1994), por exemplo, evidenciam que as variáveis ligadas à família tiveram um alto impacto sobre o desempenho escolar dos estudantes no Brasil. Franco, Mandarino e Ortigão (2002), ao verificarem o impacto de projetos pedagógicos implantados pelas escolas, chegam à conclusão de que este fator foi pouco eficaz na melhoria da qualidade de ensino, de tal sorte que a origem familiar exerceu maior influência.

Leon e Menezes-Filho (2002), utilizando dados longitudinais da Pesquisa Mensal de Emprego (PME), verificam que o *background* familiar mostrou-se importante para explicar as chances de progressão escolar. Machado e Gonzaga (2007) analisaram, utilizando a Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílios (Pnad), o efeito da renda e da educação dos pais sobre a probabilidade de ocorrer defasagem entre a idade e a série cursada pela criança. Segundo os autores, o jovem de melhor origem social têm melhores condições de permanecer na escola por um período mais longo. Já as crianças cujos pais têm menor nível de instrução e menor renda familiar *per capita* mostraram-se mais suscetíveis a terem defasagem idade-série.

Diante disso, o objetivo do presente artigo é fornecer mais evidências do impacto do *background* familiar sobre o rendimento dos estudantes. Para tanto, a estratégia empírica que será empregada lança mão da econometria não paramétrica para identificar o efeito dessas variáveis sobre a proficiência escolar. Em primeiro lugar, o modelo econométrico a ser estimado na presente análise é um *generalized additive model* (GAM), ou modelo aditivo generalizado, desenvolvido por Horowitz e Mammen (2004), que consiste em uma adição de funcionais desconhecidas, relacionando a variável explicada (desempenho escolar) e as variáveis explicativas. A grande vantagem deste modelo está na possibilidade da inclusão de um número maior de covariáveis, aumentando o poder de explicação e minimizando possíveis vieses de variável omitida sem, no entanto, gerar problemas relacionados à quantidade de parâmetros mensurados. Já a estimação dos parâmetros do modelo baseia-se em um método de inferência não paramétrico em dois estágios, cujas propriedades evitam problemas de dimensionalidade. Além disso, a inferência não paramétrica tem como vantagem a não imposição de restrições à distribuição dos dados, permitindo a identificação de possíveis padrões de comportamento não lineares da variável dependente condicionada aos fatores explicativos.

Em complemento às características familiares, o modelo inclui variáveis relacionadas à escola, ao professor, ao aluno e ao gestor, amplamente utilizadas pela literatura. No primeiro grupo destacam-se análises referentes ao ambiente escolar e às características dos profissionais de educação, tal como o nível de qualificação do professor. Biondi e Felício (2008), por exemplo, utilizam dados em painel para medir o impacto dos atributos escolares sobre o desempenho dos alunos, e concluem que o tempo de experiência do docente e o sistema de eleição do diretor possuem grande influência sobre o sucesso educacional. Ainda com relação à qualificação do professor, o estudo de Machado, Gonzaga e Firpo (2013) encontra que esta variável pode reverter problemas de dispersão etária nas turmas.

Além de variáveis ligadas à escola, características da vida escolar dos alunos também são consideradas, como, por exemplo, o histórico de repetências. Nesse sentido,

pode-se citar o trabalho de Barros e Mendonça (1998), que analisa a probabilidade de reprovação dos estudantes condicionada à repetência. A influência de outras características, como estrutura física e pedagógica da escola, hábitos de leitura de alunos e professores, região de localização da unidade escolar, podem ser encontradas nos trabalhos de Barros *et al.* (2001) e Machado *et al.* (2008).⁴

Além da utilização de uma nova metodologia, esta pesquisa procurar estender a análise a outras variáveis relevantes ao sucesso educacional do aluno, como raça e gênero de professores e diretores, e indicadores de violência dentro da escola. A inclusão da raça e do gênero de gestores e educadores visa identificar a ocorrência do fenômeno da “armadilha do estereótipo” (*stereotype threat*), isto é, se a identificação dos alunos com os educadores e com os gestores por esses critérios gera efeitos sobre o seu desempenho. Steele e Aronson (1995) concluíram que diferenças de gênero e raça entre professores e alunos foram relevantes ao processo de aprendizagem dos alunos nos Estados Unidos.

Para alcançar tal objetivo, os bancos de dados utilizados são os microdados do Sistema de Avaliação da Educação Básica (Saeb) 2011 e do Censo Escolar, em que se encontram sumarizadas todas as informações referentes às variáveis das escolas, dos professores, dos pais e dos alunos, bem como as notas destes nos testes de aprendizagem em língua portuguesa e matemática. Os resultados de testes padronizados como o Saeb são comumente utilizados como medida do grau de desempenho e aprendizagem dos alunos.

O artigo contém mais três seções, além desta introdução. A segunda seção traz uma descrição do modelo não paramétrico GAM e do método de estimação em dois estágios. Em seguida, na terceira seção, são apresentados os resultados do estudo, além de uma breve análise descritiva das variáveis consideradas. A quarta e última seção contém as considerações finais.

2 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

O presente estudo utiliza ferramentas de abordagem não paramétrica para investigar como os componentes do *background* familiar estão relacionados ao desempenho dos alunos. Enquanto em muitas situações os pressupostos paramétricos são razoáveis (por exemplo, recorrer à distribuição de Poisson para modelar a demanda por cuidados de saúde), em outras não é possível estabelecer um conhecimento prévio das distribuições subjacentes aos dados. Nessas situações, o uso de métodos paramétricos pode conduzir a resultados viesados, comprometendo a análise do pesquisador. Nesse sentido, é necessário

4. Análises acerca da efetividade de políticas educacionais também vêm sendo realizadas. Menezes-Filho *et al.* (2008) debatem o impacto dos programas de progressão continuada sobre a aprendizagem, e mostram que a política contribui positivamente para a permanência do aluno na escola, sem, no entanto, elevar o seu nível de desempenho.

utilizar procedimentos que sejam insensíveis às premissas do modelo, de forma que os estimadores mantenham as suas propriedades na vizinhança de um determinado ponto da distribuição desconhecida.

Os métodos ditos não paramétricos apresentam muitas vantagens, tais como: *i)* exigem poucas suposições sobre a população a partir da qual os dados são obtidos; *ii)* permitem obter os p -valores exatos para testes e as probabilidades exatas de “cobertura” dos intervalos de confiança; *iii)* o nível de significância do teste, o poder dos testes para detectar importantes hipóteses alternativas e a variância do estimador não são sensíveis aos pressupostos do modelo; *iv)* são insensíveis à presença de *outliers*; *v)* as técnicas de reamostragem (*jackknife* e *bootstrap*) podem ser utilizadas em muitas situações em que os métodos paramétricos as tornam intratáveis; *vi)* são, geralmente, mais eficientes do que as abordagens paramétricas quando a distribuição dos dados não é normal etc. (Pagan e Ullah, 1999).

Primeiramente, consideramos um GAM. Este modelo substitui a forma linear por uma soma de funções suavizadas.

A literatura econométrica apresenta três tipos de procedimentos para se estimar os modelos GAM: o método de integração marginal (Linton e Nielsen, 1995), o método de dois estágios (Horowitz e Mammen, 2004) e o algoritmo *backfitting*. No trabalho desenvolvido aqui será utilizada a proposta de Horowitz e Mammen (2004).

Assim, seja a seguinte especificação:

$$y = f[\mu + m_1(X^1) + \dots + m_d(X^d)] + \varepsilon, \quad (1)$$

em que X^j ($j = 1, \dots, d$) é o j -ésimo elemento do vetor aleatório $X \in \mathbb{R}^d$ para $d \geq 2$; μ é uma constante desconhecida; f é conhecida; $m_1 \dots m_d$ são funções desconhecidas; e ε é o termo aleatório não observado satisfazendo $E(\varepsilon|X=x) = 0$ para quase todo x . O estimador de cada componente aditivo é normalmente distribuído com a mesma média e variância que teria se os outros componentes fossem conhecidos.

O objetivo empírico deste estudo é mensurar como as variáveis que capturam o *background* familiar estão relacionadas ao desempenho dos alunos. A literatura sobre o tema parece indicar que essa relação é não linear, e o mais adequado seria computá-la por meio de funções suavizadas. Essas funções neste estudo são as funções $m_1(X^1), \dots, m_d(X^d)$ e representam como a variável de interesse (y) é condicionada por meio de cada covariada. Para facilitar a exposição dos resultados, será apresentado o valor predito para cada função com base nos valores assumidos por cada covariável.

Esse estimador contorna o problema do modelo proposto por Linton e Härdle (1996), no qual era necessário que as funções aditivas m_1, \dots, m_d tivessem um número cada vez maior de derivadas à medida que a dimensão do vetor de covariáveis aumentasse.

Uma gama de trabalhos discute a estimação de funções como a apresentada em (1), tais como: Stone (1994) e Newey (1997), utilizando *splines*; e Opsomer (2000), que investiga as propriedades do processo de *backfitting*. As propriedades de otimalidade de uma variedade de estimadores não paramétricos para modelos aditivos sem funções de ligação são discutidas em trabalhos como o de Horowitz, Klemelä e Mammen (2002).

Esses autores trabalham com uma abordagem de estimação em dois estágios similar à que será utilizada nesse estudo. Porém, não consideram modelos com funções de ligação e usam o *backfitting* como algoritmo para o primeiro estágio.⁵ No entanto, o estimador utilizado aqui, ao contrário do *backfitting*, tem a vantagem de que a distribuição assintótica de cada componente aditivo é idêntica à que seria encontrada se os demais componentes fossem conhecidos.

Embora a adoção de um modelo não paramétrico forneça vantagens em termos de especificação, por outro lado é importante ter em mente que o uso de um modelo aditivo generalizado apresenta algumas limitações, entre as quais: *i*) pode sofrer uma grande perda de precisão se for mal especificado; *ii*) o modelo tende a produzir estimativas que podem ser, de forma geral, superestimadas; *iii*) é computacionalmente intensivo e muitas vezes pode não convergir.

O estimador em dois estágios utilizado pelo presente artigo não requer uma regressão não paramétrica de dimensão d , evitando, desse modo, o problema da dimensionalidade. No primeiro estágio, utiliza-se mínimos quadrados não lineares para se obter uma aproximação para cada m_1, \dots, m_d . Será imposta a estrutura aditiva (1) e produzidas estimativas de m_1, \dots, m_d que têm viés assintótico menor que outros procedimentos, tal como os avaliados na integração marginal. Já no segundo estágio é obtida uma estimativa linear local.

Para obter os estimadores do primeiro estágio para uma amostra de tamanho n , minimiza-se a seguinte função objetivo:

$$\min_{\theta \in \Theta_k} S_k(\theta) \equiv \frac{1}{N} \sum_{i=1}^n (y_i - f[p_k(x_i)' \theta])^2, \quad (2)$$

5. Para mais detalhes sobre o procedimento *backfitting* e suas propriedades, ver Hastie e Tibshirani (1990), Opsomer e Ruppert (1997), Mammen, Linton e Nielsen (1999) e Opsomer (2000).

em que $\Theta_k \subset \mathbb{R}^{d+1}$ é um conjunto de parâmetros compacto e p_k são transformações do vetor de covariáveis.

O segundo estágio é a aplicação do estimador *local linear* à função (1), substituindo-se as funções desconhecidas m_1, \dots, m_d pelas estimadas em (2).

Para implementar o estimador *local linear* é necessário definir a *bandwidth*. A determinação do parâmetro de suavização (*bandwidth*) é obtida por meio da minimização do erro quadrático médio assintótico integrado, ou seja, escreve-se o erro quadrático médio (viés ao quadrado + variância), integra-se a expressão resultante e deriva-se com relação ao parâmetro de interesse, a *bandwidth*. Desse modo, estima-se o valor de h que minimiza a seguinte expressão $n^{2/5}[\hat{m}_1(x^1) - m_1(x^1)]$, e é um parâmetro de suavização ótimo que permite um balanceamento adequado entre o viés do estimador e a sua variância.

3 RESULTADOS

3.1 Fonte de dados

Para compreender os determinantes do desempenho educacional dos estudantes do ensino fundamental brasileiro foram empregados os microdados do Saeb 2011 e do Censo Escolar. Para tanto, foram utilizados os dados do 5º e do 9º anos da proficiência nas provas de matemática e língua portuguesa dos ensinos público e privado. Para evitar oscilações decorrentes de turmas pequenas e comportamentos específicos de alguma série, foram descartadas do estudo as turmas formadas por menos de cinco alunos.

O Saeb é realizado em duas etapas. Em primeiro lugar, são selecionadas escolas com seu conjunto de turmas e alunos do 5º e 9º anos do ensino fundamental e da 3ª série do ensino médio. Após, selecionam-se turmas em cada uma das séries dentro das escolas selecionadas. Uma vez selecionada uma turma para participar da avaliação, todos os alunos da turma faziam parte automaticamente da amostra, e cada aluno presente no dia da avaliação foi submetido às provas das disciplinas de língua portuguesa e matemática. Os alunos fazem testes que priorizam a competência e a habilidade cognitiva, tendo por finalidade medir a habilidade de leitura em língua portuguesa e na resolução de problemas em matemática. As provas são elaboradas com base na matriz de competências. O cômputo do desempenho dos alunos é baseado nas escalas de proficiência. Estas escalas são construídas por meio da teoria de resposta ao item (TRI) e do modelo de blocos incompletos balanceados (BIB).

A TRI é um conjunto de modelos matemáticos que procuram representar a probabilidade de um indivíduo dar uma determinada resposta a um item como função dos parâmetros deste e da habilidade (ou habilidades) do respondente.

Essa relação é sempre expressa de tal forma que, quanto maior a habilidade, maior a probabilidade de acerto no item. O BIB, por sua vez, é um esquema otimizado para o rodízio de blocos. A utilização da TRI e do BIB permite, assim, a construção de uma escala para cada disciplina, englobando as séries avaliadas e ordenando o desempenho dos alunos do nível mais baixo para o mais alto. A proficiência dos alunos corresponde a escalas específicas ao assunto, variando de 0 a 425 pontos para o ensino fundamental, permitindo avaliar as competências adquiridas pelos alunos ao longo da trajetória escolar.

O Censo Escolar, por sua vez, é um levantamento de dados estatístico-educacionais de âmbito nacional realizado todos os anos com a participação de todas as escolas públicas e privadas do país. O Censo Escolar coleta dados sobre estabelecimentos, matrículas, funções docentes, movimento e rendimento escolar.

Analizou-se a proficiência média em português e em matemática, separadamente para o 5º e o 9º anos, tanto das escolas públicas quanto das escolas privadas, de modo a captar possíveis diferenças nos efeitos entre os níveis, sistemas de ensino e pelo campo de saber avaliado, assim como considerar as características dos professores das áreas específicas. Dessa forma, foram construídas quatro amostras: a amostra I é constituída pelos alunos do 5º ano das escolas públicas (281.853 alunos); a amostra II, pelos alunos do 9º ano do ensino público (370.716 alunos); a amostra III, pelos alunos do 5º ano das escolas privadas (10.524 alunos); a amostra IV, pelos alunos do 9º ano do ensino privado (14.986 alunos). A variável dependente é a proficiência do aluno em português e matemática, e um conjunto de variáveis sobre o *background* familiar do aluno, a escola, o diretor e os professores são usadas como variáveis explicativas. A próxima subseção apresenta as estatísticas descritivas de tais variáveis, como forma de fornecer uma visão geral sobre os dados usados nas estimações.

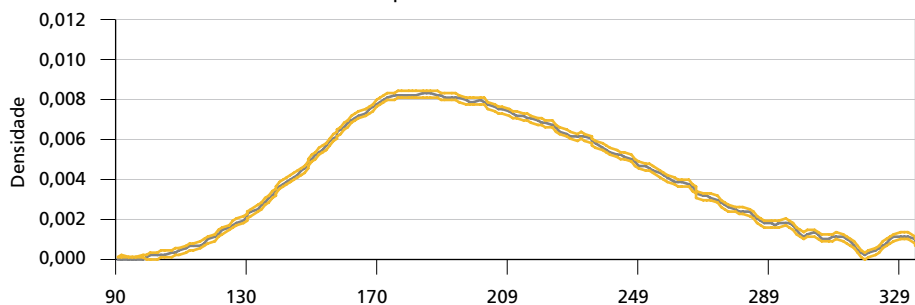
3.2 Estatísticas descritivas

As tabelas A.1 e A.2, no apêndice, apresentam algumas estatísticas descritivas para os dados utilizados. As informações das tabelas apontam uma média de proficiência em matemática maior do que em português nos quatro níveis analisados, ao mesmo tempo em que a comparação da escola pública com o nível de ensino privado mostra uma vantagem de rendimento para este último, tanto para o 5º quanto para o 9º anos. Tais características podem ser observadas no gráfico 1. Neste apresenta-se a densidade *kernel* estimada da proficiência dos alunos por série e tipo de escola.

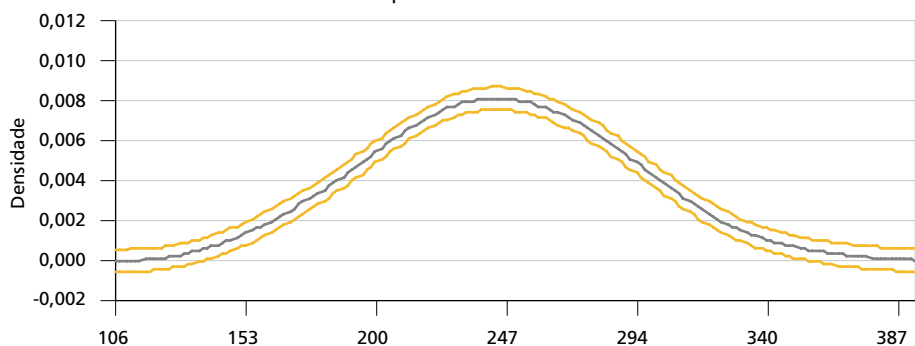
GRÁFICO 1

Densidades estimadas da proficiência dos alunos por série e tipo de escola

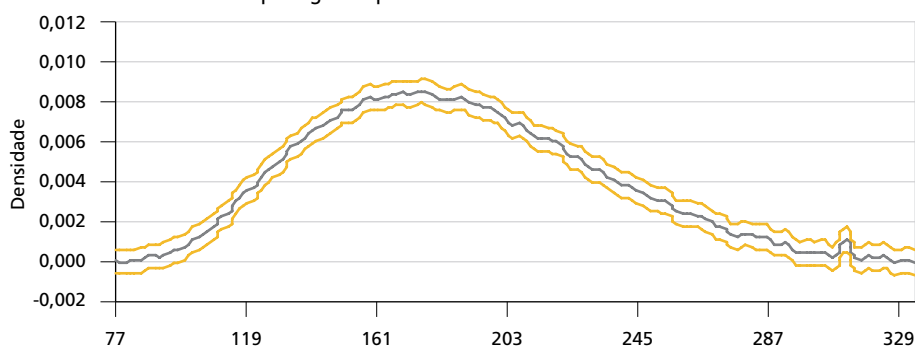
1A – Proficiência em matemática – pública – 5º ano

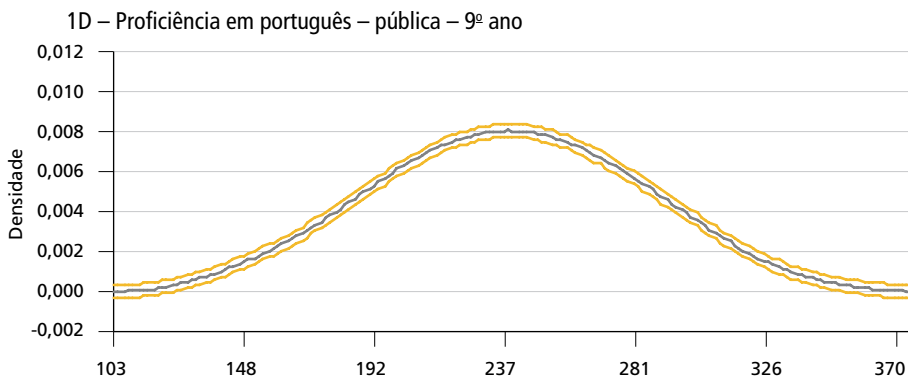


1B – Proficiência em matemática – pública – 9º ano



1C – Proficiência em português – pública – 5º ano





Elaboração dos autores.

Obs.: A densidade é obtida pelo procedimento proposto por Bernacchia e Pigolotti (2011). As linhas em amarelo representam as bandas de variabilidade obtidas por *bootstrap* com 1.000 replicações.

Para garantir a confiabilidade dessas estimações e verificar a significância delas, construíram-se bandas de variabilidade (linhas amarelas) a partir de *bootstrap* não paramétrico. Foram geradas 1.000 amostras e, em seguida, procedeu-se à estimação dos desvios-padrão das densidades *kernel*. Para os alunos da rede pública percebe-se uma assimetria à esquerda, enquanto para os alunos que estudam em escolas privadas a densidade é deslocada para a direita.

Com relação ao *background* familiar, de particular interesse para o presente estudo, algumas características chamam a atenção. Para a rede particular de ensino, a proporção de alunos que têm pais que nunca estudaram é praticamente zero, e para a rede pública essa proporção não ultrapassa 3%. Outro aspecto que chama a atenção é o percentual de alunos reprovados, com números acima de 30% para a escola pública e entre 9% e 12% para a escola privada, nas duas séries. O incentivo dos pais⁶ para os filhos estudarem é também muito maior para os alunos de escolas privadas, indicando uma maior preocupação desses pais com a vida escolar e a importância do ambiente familiar no desempenho dos filhos.

No tocante às características dos alunos, a maioria do 5º ano é do sexo masculino (52,5% na escola pública e 51,5% na escola privada), com uma média de idade de 10,9 anos e um grande percentual de alunos não brancos (71,4% e 58,5% para as escolas pública e privada, respectivamente). Já para o 9º ano, 46% são do sexo masculino na escola pública e 48% na escola privada, enquanto o percentual de alunos não brancos diminui em relação aos estudantes do 5º ano (68,8% para a

6. Foi obtido por meio da técnica de análise de componentes principais utilizando as seguintes variáveis, indicando se os pais: incentivam para estudar, incentivam para fazer o dever de casa, incentivam para ler, incentivam para ir à escola e conversam sobre a escola.

escola pública e 53% para a escola privada). Quanto ao índice socioeconômico,⁷ percebe-se um valor médio muito maior para os alunos de escolas privadas (tanto no 5º quanto no 9º anos) em comparação aos alunos das escolas públicas.

Considerando as variáveis da escola, a grande maioria dos professores possui curso superior, já fez algum curso de atualização e possui dez ou mais anos de experiência em sala de aula. A maior parte dos gestores também é do sexo masculino e tem nível superior. Na rede pública, cerca de 24% dos gestores têm mais de dez anos de experiência, provavelmente pela escolha feita por meio de eleições, o que aumenta a rotatividade dos diretores. Cerca de 1% das escolas públicas e 12% das escolas privadas utilizam provas de seleção; 90% e 97% situam-se em áreas urbanas, respectivamente. Por fim, observa-se que 48% das turmas são homogêneas com relação à idade nas escolas públicas, enquanto nas escolas privadas esse percentual é de 56%.

3.3 Resultados estimados

Esta subseção contém os resultados obtidos pela estratégia de estimação não paramétrica descrita anteriormente. Para verificar se a especificação não paramétrica é mais robusta *vis-à-vis* à paramétrica, utilizou-se o teste de razão de verossimilhança generalizada proposto por Fan, Zhang e Zhang (2001). Nesse teste compara-se a soma dos quadrados dos resíduos dos modelos paramétrico e não paramétrico sob a hipótese nula de igualdade entre os dois métodos. Fan e Yao (2003) apresentam a distribuição assintótica do teste por meio de *bootstrap*. A rejeição da hipótese nula evidenciada pelo *p-value* na tabela 1 corrobora a utilização do método de estimação não paramétrico proposto na seção 2.

A tabela 2 contém as estimativas do modelo aditivo generalizado. Os parâmetros contidos nessa tabela representam como as proficiências respondem na média a todos os valores possíveis das covariadas. As variáveis consideradas para a análise do desempenho escolar podem ser classificadas de modo geral como associadas às características do aluno, do professor, do gestor e da escola. Dentro das variáveis do aluno destaca-se o *background* familiar. Como o objetivo deste estudo é focar o papel desempenhado pelas características das famílias dos alunos, as estimativas da relação entre a proficiência e todas as variáveis explicativas não relacionadas ao *background* familiar serão apresentadas separadamente.

7. Foi obtido por meio da técnica de análise de componentes principais. Para o índice socioeconômico foram utilizadas as respostas a seis perguntas: número de TVs (zero, um, dois ou mais), número de geladeiras (zero, um ou mais), número de carros (zero, um, dois ou mais), computadores (zero se não tem, um se não tem acesso à internet e dois se tem acesso à internet), número de dormitórios (zero, um, dois, três ou mais) e se há empregada doméstica em sua casa (zero se não tem, um se for diarista, dois se for uma e três para mais de duas empregadas).

TABELA 1
Teste de especificação não paramétrica – H0: perfeita especificação paramétrica

	Pública			
	Matemática		Português	
	5º ano	9º ano	5º ano	9º ano
Estatística	1.237,33	2.055,04	1.500,57	2.438,56
<i>P-value</i>	[0,0000]	[0,0000]	[0,0000]	[0,0000]
	Privada			
	Matemática		Português	
	5º ano	9º ano	5º ano	9º ano
Estatística	277,06	363,70	334,96	527,57
<i>P-value</i>	[0,0000]	[0,0000]	[0,0000]	[0,0000]

Elaboração dos autores.

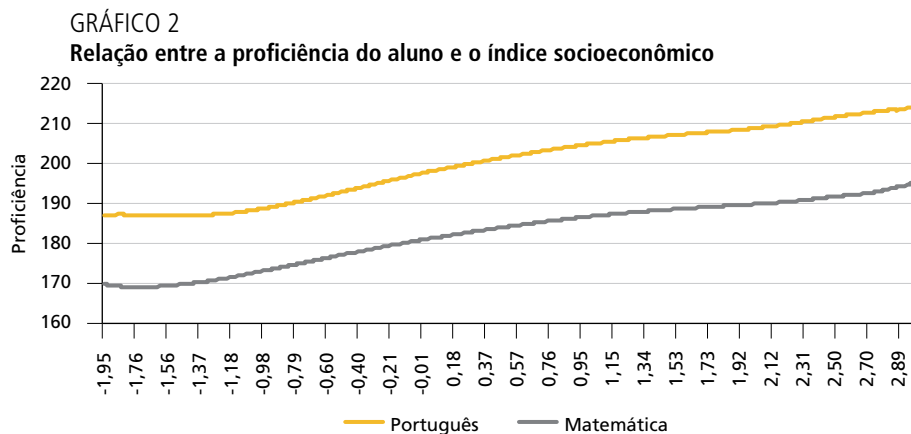
Dessa forma, a subseção 3.3.1 apresenta os resultados alusivos à relação da proficiência dos alunos com as características do aluno e seu *background* familiar, enquanto a subseção 3.3.2 apresenta os resultados referentes às variáveis do ambiente escolar (diretor, professor, escola). As estimativas encontram-se sumarizadas nas tabelas 1 e A.3 (para os métodos não paramétrico e paramétrico, respectivamente), referentes aos alunos de escolas pública e privada.

3.3.1 *Background* familiar

Nesta subseção são analisados os resultados do impacto do *background* familiar sobre as proficiências dos alunos, o qual abrange as condições financeiras da família e a escolaridade dos pais. Além das características familiares, a análise também engloba atributos intrínsecos aos alunos, como raça, sexo e seu histórico escolar. É importante ressaltar que os gráficos construídos nesta subseção são inferidos com base nas estimativas da tabela 2, por meio do modelo aditivo generalizado. A apresentação nesse formato serve para melhor visualizar os atributos familiares e sua relação com a proficiência dos alunos.

Em geral, pais altamente educados podem decidir investir mais do seu tempo e energia na educação dos seus filhos, ou eles podem escolher interagir suas atividades diárias com os seus filhos de forma a ajudá-los a serem bem-sucedidos na escola. Ao mesmo tempo, famílias com melhores condições socioeconômicas geralmente serão capazes de proporcionar mais recursos educacionais em casa ou de escolher as escolas que irão fornecer-lhes esses recursos. Nesse sentido, inclui-se um termo que procura capturar a relação entre condições financeiras e desempenho

acadêmico e encontra-se uma correlação positiva com o desempenho dos alunos, conforme mostra o gráfico 2.



Elaboração dos autores.

Obs.: Dados do 5º ano para as escolas públicas.

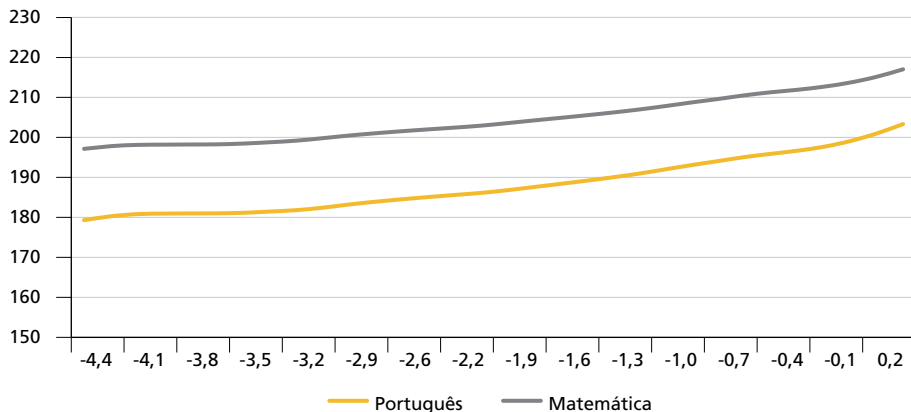
Na rede pública, o *status* socioeconômico e o fato de o aluno ser branco contribuem, em média, para uma maior proficiência em aprendizagem, corroborando resultados conhecidos da literatura. Para os alunos da rede privada, a situação socioeconômica apresentou impacto estatisticamente significativo apenas na proficiência em língua portuguesa daqueles pertencentes à 9ª série.

Na mesma direção, verificou-se que o incentivo dos pais é um elemento fundamental sobre o desempenho dos alunos. O gráfico 3 mostra que existe uma correlação positiva entre essas variáveis. Quando se discrimina por variável, conforme o gráfico 4, observa-se que os pais de alunos de escolas privadas participam de forma mais ativa na vida escolar dos alunos, porém a proporção de pais (escolas públicas e privadas) que incentivam os alunos a estudar é comparativamente menor com relação às demais formas de interação pais-alunos.

Tais resultados corroboram evidências presentes na literatura do papel do *background* familiar. Assim como mostram Leon e Menezes-Filho (2002), nossos resultados evidenciam que crianças com um *background* “ruim” tendem a ter um desempenho abaixo daquelas de melhor nível socioeconômico. Machado e Gonzaga (2007) mostram que estas crianças também estão mais vulneráveis a ter problemas de defasagem entre idade e série.

GRÁFICO 3

Relação entre a proficiência do aluno e o incentivo dos pais: geral

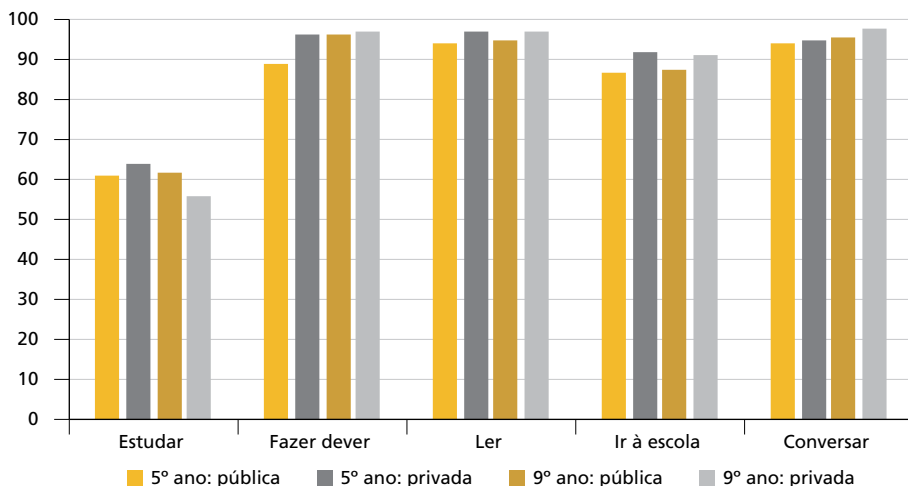


Elaboração dos autores.

Obs.: Dados do 5º ano para as escolas públicas.

GRÁFICO 4

Relação entre a proficiência do aluno e o incentivo dos pais: tipo de incentivo (Em %)

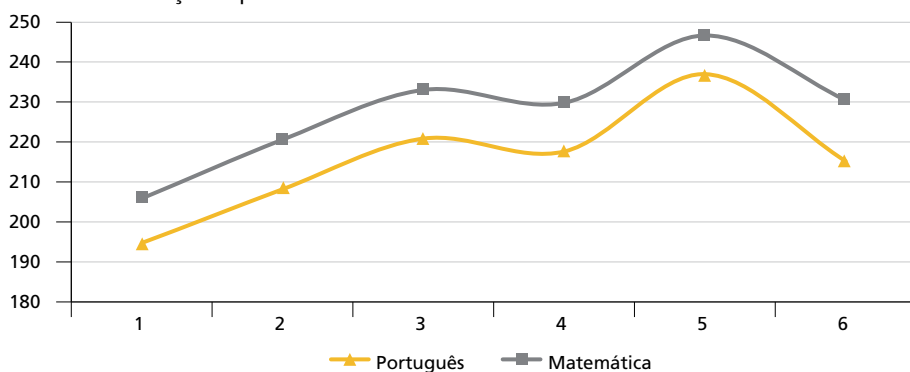
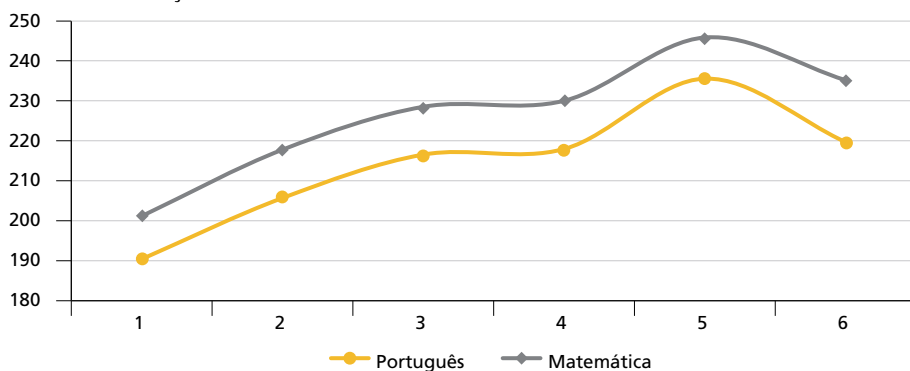


Elaboração dos autores.

A variável gênero, em ambas as redes de ensino, apresentou impacto diferenciado entre as notas de português e matemática, no qual os homens apresentaram melhor desempenho nesta última disciplina. Outro resultado esperado mostra que o aluno com histórico de reprovações e filho de pais que nunca frequentaram a escola tende a apresentar um pior desempenho, o que reforça a ideia de persistência

intergeracional na educação amplamente discutida em diversos trabalhos sobre o tema, como Ferreira e Veloso (2003; 2006). O gráfico 5 exibe a relação que existe entre o desempenho dos alunos no Saeb e o histórico educacional dos pais.

GRÁFICO 5

Relação entre a proficiência do aluno e a educação dos pais**5A – Educação do pai****5B – Educação da mãe**

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. Dados do 5º ano para as escolas públicas.

2. Nos eixos x dos gráficos, os números significam: 1 – nunca estudou; 2 – não completou a 4ª série; 3 – completou a 4ª série, mas não completou a 8ª série; 4 – completou a 8ª série, mas não completou o ensino médio; 5 – completou o ensino médio, mas não completou a faculdade; 6 – completou a faculdade.

No que se refere à magnitude do impacto, é possível observar que o método não paramétrico (tabela 1), em geral, apresenta coeficientes menores quando comparado aos coeficientes do método paramétrico observado na tabela A.3. Isso evidencia que o método paramétrico pode estar superestimando o verdadeiro efeito das variáveis que afetam a proficiência, entre outros fatores, por considerar uma forma funcional e supor uma distribuição que não traduz a verdadeira relação entre os dados.

3.3.2 Ambiente escolar

A influência da pré-escola é motivo de grande discussão dentro da literatura. Boa parte dos trabalhos alerta para sua importância, uma vez que esta fase seria crucial para o desenvolvimento de habilidades cognitivas do aluno capazes de exercer influência sobre sua capacidade de aprendizagem nas fases seguintes. Heckman e Jacobs (2009) mostram que investimentos em educação na primeira infância tendem a apresentar maior retorno em comparação com os esforços direcionados ao ensino universitário. Os resultados aqui encontrados foram positivos para o desempenho escolar em ambas as séries e disciplinas avaliadas, consonante com outros testes realizados no Brasil com a base de dados do Saeb, tal qual o desenvolvido por Curi e Menezes-Filho (2009).

Uma contribuição a este debate consistiu em, além de analisar o impacto da pré-escola, investigar as consequências da ausência dessa fase no rendimento escolar, ou seja, mensurar como a proficiência do aluno responde ao início da vida escolar na primeira série do ensino fundamental. Na rede privada, o desempenho dos alunos mostrou possuir uma relação negativa e significativa com esta variável. Já para os estudantes da rede pública, o início relativamente tardio da vida escolar mostrou-se desfavorável apenas para os alunos do 5º ano. As evidências empíricas presentes na literatura não possuem explicações para este resultado. Uma hipótese que pode ser levantada é a de que a pré-escola apresentaria maior impacto sobre as séries iniciais, reduzindo seu efeito ao longo do tempo, seja pela adaptação do aluno ao ambiente escolar, seja pelo seu esforço ao estudar, revertendo as possíveis limitações originadas pela falta do ensino infantil. Tais suposições, porém, ainda carecem de evidências empíricas mais robustas.

O desvio-padrão da idade dentro da turma consiste em um indicador de dispersão desta variável. As estimativas para a rede pública mostram que quanto mais dispersa a turma com relação à idade, maior tende a ser a proficiência do estudante. Tal resultado chama a atenção, uma vez que contrapõe o argumento consensual de que diferenças de idade afetam negativamente o desempenho dos alunos. Em turmas com maior dispersão de idade, as dificuldades de se implantar projetos comuns de aprendizado são mais expressivas, tendo em vista que há uma diversidade maior de interesses (Machado, Gonzaga e Firpo, 2013). O trabalho de Hidalgo-Hidalgo (2011), entretanto, mostra que o efeito da dispersão nem sempre é conclusivo. A autora desenvolve um modelo teórico que considera a influência da turma no aprendizado individual, definindo critérios para eleger qual o modelo ótimo de alocação dos alunos: um que resulta em uma turma mais homogênea e outro que resulta em uma turma mais heterogênea. Os resultados do modelo mostram que o impacto das diferenças de idade e desempenho sobre a proficiência pode variar conforme o nível inicial de dispersão. Para turmas mais homogêneas, os efeitos da redução da dispersão seriam decrescentes.

No que concerne ao tamanho da turma, Camargo e Porto Júnior (2012) mostram que existe uma grande controvérsia na literatura quanto ao real impacto desta variável sobre o desempenho escolar. Os autores, ao analisarem a relação entre proficiência e o tamanho da turma, encontram uma relação negativa, porém não significativa. Alguns trabalhos, como o de Duso e Sudbrack (2009), partem do argumento de que mais alunos na sala de aula comprometeriam uma estratégia de ensino mais individualizada e compatível com as necessidades de cada aluno. O tamanho da turma no presente artigo mostrou-se significativo apenas para o desempenho dos alunos das escolas públicas. Talvez esses alunos, por apresentarem um conjunto de fatores adversos (*background* familiar desfavorável, histórico de reprovações), tenham seu aprendizado já fragilizado, de modo que o efeito do número de alunos em sala poderia ser mais expressivo. O tamanho da família apresentou impacto negativo e significativo, tanto na rede pública quanto na rede privada.

A escolha das escolas por parte das famílias constitui um processo de decisão não aleatório e, portanto, a manutenção dos alunos em uma escola depende diretamente da qualidade que ela pode oferecer. Dessa forma, famílias com melhores condições econômicas, avaliadas pelo índice socioeconômico, tenderiam a escolher as melhores escolas, constituindo um processo de autosseleção e permitindo a presença de correlação entre esse e os fatores responsáveis pela proficiência do aluno. Uma forma de mitigar esta correlação é por meio da inclusão de um conjunto de covariadas relacionadas ao ambiente escolar, a saber, um índice de qualidade escolar, de violência escolar (causada por agentes internos e externos), o critério de admissão na escola, o critério utilizado pelo diretor para alocar os estudantes entre as turmas e as variáveis *dummy* para características demográficas.

Com relação aos professores, o fato de este ser do sexo masculino tem um impacto positivo na proficiência dos alunos da escola pública, sendo este impacto não significativo nas escolas privadas, porém também positivo (com exceção do 9º ano em português). Com relação à raça, o fato de o professor ser da cor branca impacta negativamente a escola privada e o 9º ano da escola pública, sendo que em ambas as redes de ensino o coeficiente é não significativo. Becker e Barreto (2014) chega à conclusão de que o gênero do professor e sua diferença em relação ao do aluno não aumenta a chance de o aluno no interesse em estudar, sendo mais uma preferência do próprio aluno.

Com relação à experiência do professor, verifica-se uma relação significativa (e negativa) de o professor ter dez anos ou mais de experiência apenas para o 5º ano da rede de ensino pública. A relação negativa parece a princípio contraditória, mas significa que se, por um lado, a experiência denota maior domínio e segurança ao professor, por outro pode criar um abismo de idade, gerando divergência em termos de linguagem ou formas pedagógicas com os alunos. Para o caso de o professor ter pós-graduação (especialização, mestrado ou doutorado), a relação também é

significativa apenas para o mesmo nível (5^o ano da escola pública). No entanto, nesse caso a relação é positiva, o que é uma evidência de que a qualificação do professor pode contribuir para o aprendizado dos alunos, sobretudo nos anos iniciais da vida acadêmica, quando são mais dependentes do auxílio docente.

Com relação às características pessoais do diretor, é verificada significância estatística novamente apenas para a escola pública. Um fato que chama a atenção são os coeficientes significativos para o diretor ser da cor branca e ter mais de dez anos de experiência apresentar sinais negativos. Porém, os resultados fazem sentido se for analisado que a maior parte dos alunos é não branca e que, quando o diretor ocupa por muito tempo o cargo, pode gerar vícios de gestão que comprometam o desempenho dos alunos.

Em suma, tanto as características dos professores quanto as do diretor impactam primordialmente o desempenho dos alunos das escolas públicas, dado que estes estão mais suscetíveis a choques devido ao fato de provavelmente possuírem um *background* familiar desfavorável em relação aos alunos da escola privada.

A análise acima é toda baseada na estimação do método não paramétrico com os resultados expostos na tabela 1. No entanto, quando se observa os resultados do método paramétrico na tabela A.3, a grande maioria dos coeficientes relacionados ao impacto de variáveis ligadas ao professor, ao diretor e à escola é, em geral, significativa, ao contrário do que foi exposto para o método aditivo generalizado. Além disso, a magnitude de muitos coeficientes é bastante elevada quando comparada à estimação não paramétrica, o que novamente corrobora para uma possível superestimação e má especificação dos resultados. Isso, por sua vez, leva a conclusões errôneas sobre o real efeito dessas variáveis e interpretações equivocadas sobre a sua importância.

Em suma, os resultados do método paramétrico apontam para coeficientes de maior magnitude e significativos para a grande parte das variáveis utilizadas, enquanto no GAM os efeitos são menores e a significância predomina principalmente nas variáveis referentes ao *background* familiar, sendo muitas outras variáveis (escola, diretor, professor) sem significância estatística. Essas estimativas corroboram a importância das variáveis relacionadas à família como fundamentais no resultado educacional dos indivíduos.

Dado o teste realizado, a maior flexibilização e as vantagens apontadas do método não paramétrico (sobretudo para o presente caso, com uma quantidade considerável de regressores), somos levados a desconfiar dos resultados apresentados pelo modelo paramétrico frente ao primeiro, sobretudo por má especificação da forma funcional e da relação entre as variáveis, bem como de uma possível superestimação dos resultados referentes a determinados grupos de variáveis.

TABELA 2
Resultados estimados do modelo aditivo generalizado

Variáveis	Escolas públicas						Escolas privadas					
	Matemática			Português			Matemática			Português		
	5º ano	9º ano	5º ano	9º ano	5º ano	9º ano	5º ano	9º ano	5º ano	9º ano	5º ano	9º ano
Aluno homem	5,721*** (0,184)	8,978*** (0,145)	-8,078*** (0,185)	-11,48*** (0,146)	7,815*** (1,569)	9,378*** (0,991)	-9,900*** (1,608)	-10,09*** (0,973)	3,475*** (1,214)	3,524*** (0,914)	3,475*** (1,214)	3,524*** (0,914)
Aluno branco	1,785*** (0,153)	3,141*** (0,145)	2,058*** (0,154)	3,944*** (0,145)	4,190*** (1,185)	2,198*** (0,930)	3,475*** (1,214)	3,524*** (0,914)	3,475*** (1,214)	3,524*** (0,914)	3,475*** (1,214)	3,524*** (0,914)
Idade do aluno	-1,450*** (0,0690)	-3,912*** (0,0724)	-1,417*** (0,0693)	-3,090*** (0,0726)	-4,984*** (0,927)	-4,844*** (0,734)	-3,995*** (0,950)	-3,163*** (0,721)	-4,844*** (0,927)	-4,844*** (0,734)	-3,995*** (0,950)	-3,163*** (0,721)
Desvio-padrão da idade na turma	5,555*** (0,170)	7,527*** (0,198)	6,075*** (0,171)	6,980*** (0,198)	7,302*** (2,531)	10,48*** (2,303)	7,062*** (2,595)	9,006*** (2,262)	7,302*** (2,531)	10,48*** (2,303)	7,062*** (2,595)	9,006*** (2,262)
Índice socioeconômico	1,716*** (0,0916)	1,542*** (0,0924)	0,621*** (0,0919)	1,232*** (0,0927)	0,552 (0,742)	-0,866 (0,601)	-1,012 (0,761)	-2,011*** (0,591)	0,552 (0,742)	-0,866 (0,601)	-1,012 (0,761)	-2,011*** (0,591)
Pais nunca estudaram	-7,330*** (0,439)	-6,626*** (0,472)	-5,846*** (0,441)	-6,209*** (0,473)	-29,34*** (13,39)	-22,22 (14,28)	-33,09*** (13,73)	-7,648 (14,03)	-29,34*** (13,39)	-22,22 (14,28)	-33,09*** (13,73)	-7,648 (14,03)
Já foi reprovado	-13,04*** (0,173)	-12,57*** (0,173)	-12,99*** (0,174)	-12,20*** (0,173)	-19,42*** (2,052)	-24,30*** (1,619)	-20,83*** (2,103)	-21,64*** (1,591)	-19,42*** (2,052)	-24,30*** (1,619)	-20,83*** (2,103)	-21,64*** (1,591)
Iniciou estudos na pré-escola	4,256*** (0,152)	5,339*** (0,146)	3,413*** (0,153)	5,182*** (0,147)	-0,459 (1,246)	2,089*** (0,940)	-1,787 (1,277)	2,215** (0,923)	-0,459 (1,246)	2,089*** (0,940)	-1,787 (1,277)	2,215** (0,923)
Iniciou estudos na primeira série	-1,830*** (0,181)	0,675*** (0,183)	-1,710*** (0,182)	0,309* (0,184)	-10,36*** (1,832)	-5,149*** (1,799)	-9,181*** (1,877)	-7,867*** (1,767)	-10,36*** (1,832)	-5,149*** (1,799)	-9,181*** (1,877)	-7,867*** (1,767)
Tamanho da família	-3,371*** (0,0905)	-1,216*** (0,142)	-4,161*** (0,0908)	-2,602*** (0,142)	-3,151*** (0,696)	1,169 (0,912)	-4,560*** (0,713)	-1,298 (0,895)	-3,151*** (0,696)	1,169 (0,912)	-4,560*** (0,713)	-1,298 (0,895)
Incentivo para estudar	5,312*** (0,0795)	1,559*** (0,0893)	6,104*** (0,0798)	1,829*** (0,0896)	3,984*** (0,899)	0,528 (0,731)	5,992*** (0,921)	2,028*** (0,718)	3,984*** (0,899)	0,528 (0,731)	5,992*** (0,921)	2,028*** (0,718)
Tamanho da turma	-0,146*** (0,0160)	-0,246*** (0,0123)	-0,176*** (0,0161)	-0,261*** (0,0123)	0,0509 (0,118)	0,0246 (0,0844)	0,0105 (0,121)	-0,000467 (0,0829)	0,0509 (0,118)	0,0246 (0,0844)	0,0105 (0,121)	-0,000467 (0,0829)

(Continua)

Variáveis	Escolas públicas						Escolas privadas								
	Matemática			Português			Matemática			Português					
	5º ano	9º ano	5º ano	9º ano	5º ano	9º ano	5º ano	9º ano	5º ano	9º ano	5º ano	9º ano			
Professor: homem	0,348* (0,191)	0,444*** (0,148)	0,409** (0,192)	0,384*** (0,148)	0,233 (1,665)	0,160 (1,103)	0,754 (1,706)	-0,440 (1,083)	0,0917 (0,166)	-0,0517 (0,155)	0,0132 (0,166)	-0,116 (0,156)	-0,0820 (1,390)	-0,299 (1,425)	-0,160 (1,045)
Professor: branco															
Professor com mais de dez anos de experiência	-0,292** (0,148)	0,0213 (0,138)	-0,272* (0,148)	0,0129 (0,138)	-0,369 (1,272)	-0,243 (1,015)	-0,0487 (1,303)	0,0395 (0,997)	-0,0476 (0,193)	-0,108 (0,166)	0,0187 (0,194)	-0,0104 (0,167)	0,0260 (1,851)	-1,010 (1,317)	-1,357 (1,294)
Professor fez curso de atualização															
Professor tem especialização, mestrado ou doutorado	0,401*** (0,139)	0,0461 (0,136)	0,527*** (0,139)	0,158 (0,136)	-0,599 (1,249)	0,117 (0,983)	0,0973 (1,280)	0,568 (0,966)	0,182 (0,138)	0,149 (0,188)	0,167 (0,138)	0,221 (0,188)	0,561 (1,253)	0,126 (1,284)	-0,322 (1,218)
Professor com curso superior															
Diretor: homem	0,461** (0,185)	0,174 (0,144)	0,501*** (0,185)	0,172 (0,144)	-0,721 (1,718)	0,129 (1,205)	-0,355 (1,761)	0,386 (1,184)	-0,705*** (0,155)	-0,637*** (0,146)	-0,604*** (0,156)	-0,500*** (0,147)	-0,0405 (1,311)	0,536 (1,344)	-0,611 (1,073)
Diretor: branco															
Diretor tem mais de dez anos de experiência	-0,417** (0,166)	-0,251* (0,151)	-0,364** (0,166)	-0,165 (0,151)	-0,366 (1,247)	0,215 (0,946)	-0,763 (1,278)	0,128 (0,929)	0,0412 (0,482)	-0,423 (0,532)	0,0723 (0,484)	-0,460 (0,533)	1,374 (5,770)	1,091 (5,914)	-4,551 (7,056)
Diretor tem curso superior															
Qualidade da escola	-0,301*** (0,0909)	-0,0542 (0,0892)	-0,179* (0,0913)	-0,0478 (0,0894)	-0,390 (0,854)	0,209 (0,684)	-0,0276 (0,876)	0,604 (0,672)	0,176* (0,0925)	0,0855 (0,0843)	0,180* (0,0928)	0,124 (0,0846)	0,975 (1,346)	1,126 (1,380)	-0,365 (1,200)
Violência externa															
Violência interna	0,236** (0,0940)	0,0503 (0,0810)	0,228*** (0,0943)	0,0712 (0,0812)	0,484 (1,486)	0,760 (1,078)	0,328 (1,523)	0,524 (1,058)							

(Continua)

Variáveis	Escolas públicas						Escolas privadas					
	Matemática			Português			Matemática			Português		
	5º ano	9º ano	5º ano	9º ano	5º ano	9º ano	5º ano	9º ano	5º ano	9º ano	5º ano	9º ano
Prova de seleção	-0,509 (0,704)	-0,819 (0,593)	-0,450 (0,707)	-0,0594 (0,595)	-0,377 (1,868)	0,192 (1,290)	0,00564 (1,915)	0,226 (1,267)				
Turmas homogêneas quanto à idade	0,238 (0,188)	0,916*** (0,177)	0,343* (0,188)	0,836*** (0,178)	0,200 (1,536)	-0,233 (1,173)	0,863 (1,574)	0,254 (1,152)				
Turmas homogêneas quanto ao rendimento escolar	0,332 (0,309)	0,331 (0,346)	0,310 (0,310)	0,297 (0,347)	-0,225 (2,676)	-1,266 (2,369)	1,413 (2,743)	-1,037 (2,327)				
Turmas heterogêneas quanto à idade	0,544** (0,270)	0,521** (0,249)	0,511* (0,271)	0,485* (0,249)	-0,667 (3,393)	0,560 (2,010)	0,270 (3,478)	1,228 (1,974)				
Turmas heterogêneas quanto ao rendimento escolar	-0,119 (0,219)	-0,0629 (0,214)	-0,0456 (0,220)	0,0194 (0,214)	0,00932 (2,079)	0,00287 (1,580)	0,886 (2,131)	0,307 (1,552)				
Diferença de sexo entre aluno e professor	-0,122 (0,183)	-0,587*** (0,143)	-0,272 (0,184)	-0,441*** (0,144)	0,0302 (1,561)	-1,545 (0,983)	0,402 (1,600)	-1,587 (0,966)				
Diferença de raça entre aluno e professor	-1,664*** (0,150)	-1,439*** (0,140)	-1,483*** (0,151)	-1,062*** (0,141)	-1,879 (1,162)	0,341 (0,915)	0,237 (1,191)	0,221 (0,899)				
Região urbana	-1,143*** (0,251)	-0,193 (0,251)	-1,035*** (0,252)	-0,236 (0,252)	-3,659 (3,730)	-3,343 (3,002)	-0,898 (3,823)	-2,465 (2,949)				
Nordeste	0,174*** (0,00981)	0,136*** (0,00946)	0,151*** (0,00984)	0,0998*** (0,00949)	0,0711 (0,0908)	0,00279 (0,0746)	0,0920 (0,0930)	0,00257 (0,0733)				
Norte	3,022*** (0,231)	2,500*** (0,230)	2,682*** (0,232)	2,304*** (0,230)	0,551 (1,830)	-0,444 (1,504)	0,943 (1,875)	0,284 (1,478)				
Sul	-0,163 (0,270)	-1,395*** (0,240)	-0,108 (0,271)	-1,281*** (0,241)	-2,810 (2,737)	-0,930 (2,190)	-2,275 (2,805)	-0,500 (2,152)				
Centro-Oeste	0,356 (0,362)	0,0761 (0,333)	0,110 (0,363)	0,241 (0,334)	-0,623 (2,468)	-0,0925 (1,943)	-0,783 (2,529)	0,520 (1,909)				

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. ***, ** e * = $p < 0,01$, $p < 0,5$ e $p < 0,1$.

2. Erro-padrão entre parênteses.

4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo deste estudo foi investigar a relação entre o *background* familiar e a proficiência escolar. Para tanto, empregou-se um modelo não paramétrico, permitindo, assim, a identificação de possíveis padrões de comportamento não lineares da variável dependente condicionada aos fatores explicativos. A estimação foi feita por meio de um método proposto por Horowitz e Mammen (2004), que consiste em uma adição de funcionais desconhecidas em dois estágios. A principal vantagem deste estimador é a ausência de problema de dimensionalidade na matriz de covariadas, gerado pelo grande número de variáveis explicativas que dificulta a obtenção de estimativas confiáveis.

Os resultados indicaram que, para as escolas privadas, somente o conjunto de variáveis relacionadas ao *background* familiar mostraram-se significativas. Para os alunos da rede pública, foram encontradas evidências que confirmam o processo de persistência intergeracional na educação, uma vez que os alunos com histórico de reprovações e filhos de pais que nunca frequentaram a escola tendem a apresentar um pior desempenho. Outra evidência importante diz respeito à influência da violência sobre o desempenho escolar. Os resultados demonstram que existe uma correlação negativa entre violência e proficiência para os alunos do 5º ano das escolas públicas.

Em linhas gerais, a pesquisa apontou a relevância que questões socioeconômicas, como as condições das famílias e a violência nas escolas, têm sobre o aprendizado dos alunos. Embora reformas nos currículos escolares e uma melhor formação dos professores sejam ações importantes para melhorar a qualidade da educação brasileira, discussões acerca do papel da família e de soluções para a violência constituem aspectos fundamentais para que estas ações convertam-se em benefícios reais ao desempenho dos alunos.

REFERÊNCIAS

- BARROS, R. P. *et al.* **Determinantes do desempenho educacional no Brasil**. Rio de Janeiro: Ipea, 2001. (Texto para Discussão, n. 834).
- BARROS, R. P.; MENDONÇA, R. **Consequências da repetência sobre o desempenho educacional**. Brasília: MEC, 1998. (Projeto de Educação Básica para o Nordeste).
- BECKER, J. C.; BARRETO, M. Ways to go: men's and women's support for aggressive and nonaggressive confrontation of sexism as a function of gender identification. **Journal of Social Issues**, v. 70, n. 4, p. 668-686, 2014.
- BECKER, G. S.; TOMES, N. An equilibrium theory of the distribution of income and intergenerational mobility. **Journal of Political Economy**, v. 87, p. 1153-1189, 1979.

BEHRMAN, J.; BIRDSALL, N.; SZÉKELY, M. Intergenerational mobility in Latin America: deeper markets and better schools make a difference. *In*: BIRDSALL, N.; GRAHAM, C. (Eds.). **New markets, new opportunities? Economic and social mobility in a changing world**. Washington: Brookings Institution Press and the Carnegie Endowment for International Peace, 2000.

BERNACCHIA, A.; PIGOLOTTI, S. Self-consistent method for density estimation. **Journal of the Royal Statistical Society B**, v. 73, n. 3, p. 407-422, 2011.

BIONDI, R.; FELÍCIO, F. **Atributos escolares e o desempenho dos estudantes: uma análise em painel dos dados do Saeb**. Rio de Janeiro: UFF, 2008. (Texto para Discussão, n. 236).

CAMARGO, J.; PORTO JÚNIOR, S. D. S. **O efeito do tamanho da turma sobre o desempenho escolar: uma avaliação do impacto da “enturmação” no Ensino Fundamental do Rio Grande do Sul**. 2012. Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2012.

CONLISK, J. Can equalization of opportunity reduce social mobility? **American Economic Review**, v. 64, p. 80-90, 1974.

CURI, A. Z.; MENEZES-FILHO, N. A. A relação entre educação pré-primária, salários, escolaridade e proficiência escolar no Brasil. **Estudos Econômico**, v. 39, n. 4, p. 811-850, 2009.

DUSO, A. P.; SUDBRACK, E. M. Política educacional: para além da racionalidade econômica – questionando a enturmação. **Revista de Ciências Humanas**, v. 9, n. 15, p. 1-50, 2009.

FAN, J.; YAO, Q. **Nonlinear time series: nonparametric and parametric methods**. New York: Springer, 2003.

FAN, J.; ZHANG, C.; ZHANG, J. Generalized likelihood ratio statistics and Wilks phenomenon. **The Annals of Statistics**, v. 29, p. 153-193, 2001.

FERREIRA, S.; VELOSO, F. Mobilidade intergeracional de educação no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 33, n. 3, p. 481-513, 2003.

_____; _____. Intergenerational mobility of wages in Brazil. **Brazilian Review of Econometrics**, v. 26, n. 2, p. 181-211, 2006.

FRANCO, C.; MANDARINO, M.; ORTIGÃO, M. I. O projeto pedagógico e os resultados escolares. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 32, n. 3, p. 477-494, 2002.

GOLDBERGER, A. Economic and mechanical models of intergenerational transmission. **American Economic Review**, v. 74, p. 504-513, 1989.

- HASTIE, T. J.; TIBSHIRANI, R. J. **Generalized additive models**. London: Chapman and Hall, 1990.
- HECKMAN, J.; JACOBS, B. **Policies to create and destroy human capital in Europe**. Bonn: IZA, 2009. (IZA Discussion Papers, n. 4680).
- HIDALGO-HIDALGO, M. On the optimal allocation of students when peer effects are at work: tracking vs. mixing. **Series**, v. 2, n. 1, p. 31-52, 2011.
- HOROWITZ, J. L.; KLEMELÄ, J.; MAMMEN, E. **Optimal estimation in additive regression models**. Mannheim: University of Mannheim, 2002. (Working Paper).
- HOROWITZ, J. L.; MAMMEN, E. Nonparametric estimation of an additive model with a link function. **The Annals of Statistics**, v. 32, n. 6, p. 2412-2443, 2004.
- LEON, F. L.; MENEZES-FILHO, N. A. Reprovação, avanço e evasão escolar no Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 32, n. 3, p. 417-452, 2002.
- LINTON, O. B.; HÄRDLE, W. Estimating additive regression models with known links. **Biometrika**, v. 83, p. 529-540, 1996.
- LINTON, O.; NIELSEN, J. P. A kernel method of estimating structured nonparametric regression based on marginal integration. **Biometrika**, v. 82, n. 1, p. 93-100, 1995.
- MACHADO, A. F. *et al.* Qualidade do ensino em matemática: determinantes do desempenho de alunos em escolas públicas estaduais mineiras. **Economia**, v. 9, n. 1, p. 23-45, 2008.
- MACHADO, D. C.; GONZAGA, G. O impacto dos fatores familiares sobre a defasagem idade-série de crianças no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 61, n. 4, p. 449-476, 2007.
- MACHADO, D. C.; GONZAGA, G.; FIRPO, S. P. A relação entre proficiência e dispersão de idade na sala de aula: a influência do nível de qualificação do professor. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 43, n. 3, p. 419-445, 2013.
- MAMMEN, E.; LINTON, O. B.; NIELSEN, J. P. The existence and asymptotic properties of backfitting projection algorithm under weak conditions. **The Annals of Statistics**, v. 27, p. 1443-1490, 1999.
- MENEZES-FILHO, N. *et al.* Avaliando o impacto da progressão continuada nas taxas de rendimento e desempenho escolar do Brasil. *In: SEMINÁRIO DE ECONOMIA DE BELO HORIZONTE*, 6., Belo Horizonte, 2008. **Anais...** Belo Horizonte: SEBH, 2008.
- NEWBY, W. K. Convergence rates and asymptotic normality for series estimators. **Econometrics**, . 79, p. 147-168, 1997.

OPSOMER, J. D. Asymptotic properties of backfitting estimators. **Journal of Multivariate Analysis**, v. 73, p. 166-179, 2000.

OPSOMER, J. D.; RUPPERT, D. **On the existence and asymptotic properties of backfitting estimators**. [s.l.]: [s.n.], 1997. Preprint.

PAGAN, A.; ULLAH, A. **Nonparametric econometrics**. Cambridge: Cambridge University Press, 1999.

SOUZA, A. M.; SILVA, N. V. Origem familiar, qualidade da educação e escolas públicas em São Paulo: relações e efeitos nas transições escolares. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 24, n. 1, p. 97-114, 1994.

STEELE, C. M.; ARONSON, J. Stereotype threat and the intellectual test-performance of African Americans. **Journal of Personality and Social Psychology**, v. 69, n. 5, p. 797-811, 1995.

STONE, C. J. The use of polynomial splines and their tensor products in multivariate function estimation. **The Annals of Statistics**, v. 22, p. 118-184, 1994.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

ALMEIDA, A. T. C. D. Determinantes dos piores e melhores resultados educacionais dos alunos da rede pública de ensino fundamental no Brasil. **Planejamento e Políticas Públicas**, v. 42, p. 147-187, 2014.

AMMERMÜLLER, A. **Violence in European schools: victimization and consequences**. Mannheim: ZEW, 2006. (Discussion Paper, n. 07-004).

CARROLL, B. R. **The effects of school violence and crime on academic achievement**. Davidson: Davidson College, 2006.

DELGADO, V. M. S.; MACHADO, A. F. Eficiência das escolas públicas estaduais de Minas Gerais. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 37, n. 3, p. 427-464, 2007.

GROGGER, J. Local violence and educational attainment. **Journal of Human Resources**, v. 32, n. 4, p. 659-682, 1997.

MILLER, A.; CHANDLER, K. **Violence in US public schools: 2000 School Survey on Crime and Safety**. Washington: National Center for Education Statistics, 2005.

APÊNDICE

TABELA A.1
Estatísticas descritivas: 5º ano do ensino fundamental

	Ensino público		Ensino privado	
	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão
Proficiência em português	188,80	45,78	229,00	45,78
Proficiência em matemática	208,00	47,28	249,20	47,28
Aluno homem	0,525	0,499	0,515	0,499
Aluno branco	0,284	0,451	0,415	0,451
Idade do aluno	10,910	1,206	10,270	1,206
Desvio-padrão da idade na turma	0,933	0,459	0,574	0,459
Índice socioeconômico	-0,053	0,804	0,924	0,804
Pais nunca estudaram	0,025	0,155	0,002	0,155
Já foi reprovado	0,312	0,463	0,095	0,463
Iniciou estudos na pré-escola	0,385	0,487	0,338	0,487
Iniciou estudos na primeira série	0,219	0,413	0,116	0,413
Tamanho da família	3,527	0,750	3,213	0,750
Incentivo para estudar	-0,070	0,863	0,105	0,863
Tamanho da turma	10,820	4,268	14,530	4,268
Professor: homem	0,160	0,366	0,152	0,366
Professor: branco	0,426	0,494	0,484	0,494
Professor com mais de dez anos de experiência	0,695	0,461	0,641	0,461
Professor fez curso de atualização	0,856	0,351	0,889	0,351
Professor tem especialização, mestrado ou doutorado	0,450	0,498	0,403	0,498
Professor com curso superior	0,520	0,500	0,664	0,500
Diretor: homem	0,273	0,446	0,136	0,446
Diretor: branco	0,499	0,500	0,573	0,500
Diretor tem mais de dez anos de experiência	0,248	0,432	0,503	0,432
Diretor tem curso superior	0,830	0,120	0,910	0,120
Qualidade da escola	0,154	0,847	0,228	0,847
Violência externa	0,119	0,972	-0,531	0,972
Violência interna	0,165	1,017	-0,621	1,017
Prova de seleção	0,012	0,107	0,128	0,107
Turmas homogêneas quanto à idade	0,480	0,500	0,563	0,500
Turmas homogêneas quanto ao rendimento escolar	0,041	0,198	0,062	0,198
Turmas heterogêneas quanto à idade	0,099	0,299	0,035	0,299
Turmas heterogêneas quanto ao rendimento escolar	0,178	0,383	0,150	0,383
Diferença de sexo entre aluno e professor	0,482	0,500	0,503	0,500
Diferença de raça entre aluno e professor	0,404	0,491	0,413	0,491
Região urbana	0,906	0,292	0,973	0,292
Nordeste	0,312	0,463	0,237	0,463
Norte	0,160	0,367	0,298	0,367
Sul	0,104	0,305	0,055	0,305
Centro-Oeste	0,043	0,203	0,078	0,203

Elaboração dos autores.

TABELA A.2
Estatísticas descritivas: 9º ano do ensino fundamental

	Ensino público		Ensino privado	
	Média	Desvio-padrão	Média	Desvio-padrão
Proficiência em português	240,20	45,78	282,50	45,78
Proficiência em matemática	246,60	47,28	298,30	47,28
Aluno homem	0,460	0,499	0,480	0,499
Aluno branco	0,312	0,451	0,470	0,451
Idade do aluno	10,850	1,206	10,320	1,206
Desvio-padrão da idade na turma	0,925	0,459	0,675	0,459
Índice socioeconômico	0,010	0,804	0,991	0,804
Pais nunca estudaram	0,019	0,155	0,001	0,155
Já foi reprovado	0,337	0,463	0,129	0,463
Iniciou estudos na pré-escola	0,460	0,487	0,429	0,487
Iniciou estudos na primeira série	0,210	0,413	0,073	0,413
Tamanho da família	3,820	0,750	3,758	0,750
Incentivo para estudar	0,050	0,863	0,099	0,863
Tamanho da turma	16,300	4,268	20,650	4,268
Professor: homem	0,268	0,366	0,280	0,366
Professor: branco	0,474	0,494	0,557	0,494
Professor com mais de dez anos de experiência	0,669	0,461	0,646	0,461
Professor fez curso de atualização	0,814	0,351	0,854	0,351
Professor tem especialização, mestrado ou doutorado	0,399	0,498	0,386	0,498
Professor com curso superior	0,861	0,500	0,824	0,500
Diretor: homem	0,273	0,446	0,136	0,446
Diretor: branco	0,499	0,500	0,573	0,500
Diretor tem mais de dez anos de experiência	0,248	0,432	0,503	0,432
Diretor tem curso superior	0,830	0,120	0,910	0,120
Qualidade da escola	0,154	0,847	0,228	0,847
Violência externa	0,119	0,972	-0,531	0,972
Violência interna	0,165	1,017	-0,621	1,017
Prova de seleção	0,012	0,107	0,128	0,107
Turmas homogêneas quanto à idade	0,480	0,500	0,563	0,500
Turmas homogêneas quanto ao rendimento escolar	0,041	0,198	0,062	0,198
Turmas heterogêneas quanto à idade	0,099	0,299	0,035	0,299
Turmas heterogêneas quanto ao rendimento escolar	0,178	0,383	0,150	0,383
Diferença de sexo entre aluno e professor	0,482	0,500	0,503	0,500
Diferença de raça entre aluno e professor	0,404	0,491	0,413	0,491
Região urbana	0,906	0,292	0,973	0,292
Nordeste	0,312	0,463	0,237	0,463
Norte	0,160	0,367	0,298	0,367
Sul	0,104	0,305	0,055	0,305
Centro-Oeste	0,043	0,203	0,078	0,203

Elaboração dos autores.

TABELA A.3
Resultados estimados do modelo paramétrico

Variáveis	Escolas públicas						Escolas privadas					
	Matemática			Português			Matemática			Português		
	5º ano	9º ano	9º ano	5º ano	9º ano	9º ano	5º ano	9º ano	9º ano	5º ano	9º ano	9º ano
Aluno homem	6,015*** (0,214)	9,012*** (0,163)	-9,610*** (0,207)	-13,178*** (0,160)	7,155*** (1,718)	9,976*** (1,094)	-11,865*** (1,737)	-10,433*** (1,042)				
Aluno branco	3,310*** (0,177)	5,169*** (0,162)	3,267*** (0,172)	5,442*** (0,159)	5,774*** (1,298)	4,458*** (1,027)	4,962*** (1,312)	5,268*** (0,978)				
Idade do aluno	-0,969*** (0,080)	-4,771*** (0,081)	-1,064*** (0,078)	-3,783*** (0,079)	-4,104*** (1,016)	-4,122*** (0,810)	-3,338*** (1,027)	-2,407*** (0,772)				
Desvio-padrão da idade na turma	-6,445*** (0,197)	-5,104*** (0,221)	-6,129*** (0,191)	-6,324*** (0,217)	-4,378 (2,773)	-18,403*** (2,542)	-2,599 (2,803)	-18,498*** (2,422)				
Índice socioeconômico	4,669*** (0,106)	4,762*** (0,103)	3,589*** (0,103)	4,509*** (0,101)	4,552*** (0,813)	4,586*** (0,664)	3,030*** (0,822)	1,677*** (0,632)				
Pais nunca estudaram	-11,118*** (0,509)	-10,021*** (0,528)	-10,001*** (0,494)	-10,031*** (0,518)	-19,810 (14,669)	-21,404 (15,764)	-28,288* (14,829)	-17,759 (15,018)				
Já foi reprovado	-18,310*** (0,200)	-14,718*** (0,193)	-18,315*** (0,195)	-14,588*** (0,190)	-25,138*** (2,247)	-28,204*** (1,788)	-25,223*** (2,272)	-25,519*** (1,703)				
Iniciou estudos na pré-escola	5,943*** (0,176)	6,398*** (0,164)	4,536*** (0,171)	5,880*** (0,160)	-2,091 (1,364)	0,767 (1,037)	-2,677* (1,379)	1,379 (0,988)				
Iniciou estudos na primeira série	-3,647*** (0,210)	0,140 (0,205)	-3,530*** (0,204)	-0,886*** (0,201)	-14,313*** (2,006)	-9,534*** (1,986)	-12,333*** (2,028)	-11,707*** (1,892)				
Tamanho da família	-5,636*** (0,105)	-2,560*** (0,158)	-6,463*** (0,102)	-3,943*** (0,155)	-5,166*** (0,762)	0,118 (1,006)	-6,398*** (0,770)	-1,955** (0,959)				
Incentivo para estudar	8,012 (0,092)	2,114*** (0,100)	8,810*** (0,089)	2,450*** (0,098)	4,877*** (0,984)	1,233 (0,807)	6,414*** (0,995)	2,988*** (0,769)				
Tamanho da turma	0,509*** (0,019)	0,614*** (0,014)	0,424*** (0,018)	0,549*** (0,014)	0,463*** (0,129)	0,483*** (0,093)	0,286** (0,130)	0,234*** (0,089)				

(Continua)

Variáveis	Escolas: públicas						Escolas: privadas							
	Matemática			Português			Matemática			Português				
	5º ano	9º ano	5º ano	9º ano	5º ano	9º ano	5º ano	9º ano	5º ano	9º ano	5º ano	9º ano		
Professor: homem	-1,439*** (0,221)	-0,705*** (0,165)	-2,094*** (0,215)	-0,688*** (0,162)	-4,462** (1,823)	2,384* (1,217)	-7,792*** (1,843)	-0,787 (1,160)	3,403*** (0,192)	2,683*** (0,174)	2,198*** (0,186)	1,989*** (0,170)	3,592** (1,539)	1,635 (1,119)
Professor: branco	1,130*** (0,171)	0,957*** (0,154)	0,802*** (0,166)	0,748*** (0,151)	1,434 (1,393)	6,083*** (1,121)	2,470* (1,408)	4,348*** (1,068)	1,443*** (0,223)	1,267*** (0,186)	1,291*** (0,217)	0,997*** (0,183)	-1,807 (2,027)	-4,219** (2,050)
Professor com mais de dez anos de experiência	1,443*** (0,160)	1,267*** (0,152)	1,291*** (0,156)	0,997*** (0,149)	-1,807 (1,369)	-9,649*** (1,085)	-4,219** (1,383)	-7,964*** (1,034)	2,079*** (0,159)	-2,269*** (0,152)	-1,614*** (0,155)	-1,509*** (0,149)	0,713 (1,383)	1,914* (1,034)
Professor fez curso de atualização	0,544*** (0,159)	-0,785*** (0,210)	0,334*** (0,155)	-0,515*** (0,206)	2,088 (1,373)	-2,004 (1,369)	0,406 (1,388)	2,040 (1,304)	2,079*** (0,161)	-2,269*** (0,152)	-1,614*** (0,156)	-1,509*** (0,149)	0,713 (1,383)	1,914* (1,034)
Professor com curso superior	-1,213*** (0,214)	-0,004 (0,161)	-1,192*** (0,208)	-0,587*** (0,158)	2,911 (1,882)	4,289*** (1,330)	2,513 (1,903)	3,508*** (1,267)	1,423*** (0,179)	0,941*** (0,164)	0,948*** (0,174)	0,717*** (0,160)	-0,225 (1,452)	0,113 (1,149)
Diretor: homem	1,911*** (0,192)	-0,934*** (0,169)	1,724*** (0,186)	-0,199 (0,166)	5,871*** (1,366)	1,120 (1,044)	3,162** (1,381)	-0,911 (0,995)	2,640*** (0,559)	-5,486*** (0,595)	-2,496*** (0,543)	-5,467*** (0,584)	-13,237** (6,390)	-41,565*** (7,554)
Diretor: branco	1,243*** (0,105)	2,159*** (0,100)	1,371*** (0,102)	2,090*** (0,098)	2,431*** (0,936)	2,696*** (0,755)	3,104*** (0,946)	1,960*** (0,719)	-1,851*** (0,107)	-2,267*** (0,094)	-1,020*** (0,104)	-1,123*** (0,093)	-4,594*** (1,491)	1,133 (1,285)
Diretor tem mais de dez anos de experiência	-1,109*** (0,109)	-1,033*** (0,091)	-0,868*** (0,106)	-0,780*** (0,089)	-0,377 (1,628)	-7,076*** (1,189)	1,039 (1,646)	-4,768*** (1,133)						
Diretor tem curso superior														
Qualidade da escola														
Violência externa														
Violência interna														

(Continua)

Variáveis	Escolas públicas						Escolas privadas					
	Matemática			Português			Matemática			Português		
	5º ano	9º ano	5º ano	9º ano	5º ano	9º ano	5º ano	9º ano	5º ano	9º ano	5º ano	9º ano
Prova de seleção	-2,626*** (0,816)	12,760*** (0,664)	-1,712** (0,792)	10,332*** (0,651)	9,106*** (2,047)	5,092*** (1,424)	8,770*** (2,069)	4,618*** (1,357)				
Turmas homogêneas quanto à idade	-0,787*** (0,217)	-0,735*** (0,198)	-0,782*** (0,211)	-0,227 (0,194)	6,187*** (1,682)	-2,043 (1,294)	0,820 (1,701)	-1,813 (1,233)				
Turmas homogêneas quanto ao rendimento escolar	0,606* (0,357)	4,322*** (0,388)	0,796** (0,347)	3,945*** (0,380)	-2,398 (2,932)	-2,579 (2,614)	-3,978 (2,964)	-0,780 (2,491)				
Turmas heterogêneas quanto à idade	-2,236*** (0,313)	-0,151 (0,278)	-1,641*** (0,304)	0,319 (0,273)	-0,569 (3,717)	-2,625 (2,219)	-4,247 (3,758)	-2,939 (2,114)				
Turmas heterogêneas quanto ao rendimento escolar	1,387*** (0,253)	3,169*** (0,239)	1,886*** (0,246)	2,978*** (0,235)	10,241*** (2,277)	5,282*** (1,745)	6,527*** (2,302)	4,347*** (1,662)				
Diferença de sexo entre aluno e professor	-0,034 (0,212)	-0,739*** (0,161)	-0,269 (0,206)	-0,460*** (0,157)	0,806 (1,710)	-1,940* (1,085)	1,135 (1,729)	-2,103** (1,034)				
Diferença de raça entre aluno e professor	-2,942*** (0,174)	-2,198*** (0,157)	-2,486*** (0,169)	-1,774*** (0,154)	-3,888*** (1,272)	0,338 (1,010)	-0,559 (1,286)	-0,046 (0,962)				
Região urbana	4,049*** (0,291)	2,610*** (0,281)	4,018*** (0,283)	4,174*** (0,276)	8,834** (4,086)	15,496*** (3,314)	4,816 (4,130)	15,166*** (3,157)				
Nordeste	-16,263*** (0,238)	-8,685*** (0,222)	-11,248*** (0,232)	-8,299*** (0,218)	-18,976*** (2,088)	-5,780*** (1,729)	-12,320*** (2,110)	-3,971** (1,647)				
Norte	-12,758*** (0,267)	-4,621*** (0,257)	-7,074*** (0,260)	-2,082*** (0,252)	-16,826*** (2,004)	-12,408*** (1,661)	-8,919*** (2,026)	-6,301*** (1,582)				
Sul	-0,206 (0,312)	1,170*** (0,268)	-0,371 (0,303)	-1,399*** (0,263)	-6,920** (2,998)	-4,411* (2,418)	-12,080*** (3,031)	-4,790** (2,303)				
Centro-Oeste	-2,741*** (0,419)	1,802*** (0,373)	-0,395 (0,407)	1,849*** (0,366)	-12,184*** (2,703)	-9,498*** (2,145)	-3,745 (2,733)	-3,481* (2,043)				

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. ***, ** e * = $p < 0,01$, $p < 0,05$ e $p < 0,1$.

2. Erro-padrão entre parênteses.

ESTÍMULOS FISCAIS E A INTERAÇÃO ENTRE AS POLÍTICAS MONETÁRIA E FISCAL NO BRASIL

Julio Cesar de Mello Barros¹
Elcyon Caiado Rocha Lima²

Este trabalho estima o impacto dinâmico de um estímulo fiscal sobre variáveis macroeconômicas brasileiras entre 1999 e 2017. Utiliza o modelo DSGE (Dynamic Stochastic General Equilibrium), com mudança markoviana de regimes nas políticas monetária e fiscal, desenvolvido por Davig e Leeper (2011). No modelo, as expectativas dos agentes econômicos são afetadas endogenamente pela existência – e probabilidade de alternância – de regimes nas políticas fiscal e monetária; há rigidez de preços e concorrência monopolística. As probabilidades de ocorrência dos regimes e os parâmetros das regras das políticas monetária e fiscal brasileiras, utilizados na calibragem do modelo DSGE adotado, foram estimados por meio de um modelo vetorial autorregressivo estrutural com mudança markoviana de regimes (MS-SBVAR). No período considerado, é bastante robusta a evidência de que a política monetária foi sempre ativa, com alteração no seu grau de atividade. Há uma evidência mais fraca de que a política fiscal foi sempre passiva. Há uma destacada alteração, nos diferentes regimes, no grau de resposta de ambas as políticas ao hiato do produto. Um choque não antecipado nos gastos do governo tem um multiplicador menor do que 1 e provoca, nas combinações dos dois regimes identificados nas políticas monetária e fiscal: um aumento no hiato do produto, dos juros reais; uma redução do consumo privado e da taxa de inflação; e um aumento da dívida e dos impostos. Os resultados sobre a resposta da taxa de inflação são fortemente dependentes da resposta da política monetária ao hiato do produto. Em um dos regimes da política monetária há forte incerteza sobre esta resposta ao hiato, não se podendo recusar que ela seja zero. Nas combinações de regimes em que se impõe que ela seja zero, há uma resposta positiva da taxa de inflação à inovação fiscal positiva nos gastos do governo.

Palavras-chave: regras da política monetária e fiscal; estímulo fiscal; MS-SBVAR; *Markov-switching*; DSGE.

FISCAL STIMULUS AND MONETARY AND FISCAL POLICY INTERACTIONS IN BRAZIL

This article estimates the dynamic impacts of a fiscal stimulus on Brazilian macroeconomic variables between 1999 and 2017. It adopts the Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) model, with Markov switching regimes in monetary and fiscal policies, developed by Davig and Leeper (2011). In the model, the expectations of economic agents are endogenously affected by the existence of – and probability of switching – regimes in fiscal and monetary policies, and there are price rigidity and monopolistic competition. The probability of occurrence of regimes and the parameters of the Brazilian monetary and fiscal policy rules, used in the calibration of the chosen DSGE model, were estimated through a Markov-switching structural bayesian vector autoregression model (MS-SBVAR). In the period considered, is quite robust the evidence that the monetary policy was always active with changing intensity in its degree of activity. There is also a weaker evidence that the fiscal policy was always passive. There is a marked alteration, in the different regimes,

1. Doutorando na Universidade do Estado do Rio de Janeiro (UERJ). *E-mail*: <cesanez@yahoo.com.br>.
2. Professor-associado da UERJ. *E-mail*: <elcyon.lima@uerj.br>.

of the response of both monetary and fiscal policies to the output gap. An unanticipated shock in government spending has a multiplier inferior to one and causes, in all combinations of the two identified regimes in the monetary and fiscal policies, an increase in the output gap and in the real interest rates, a reduction in private consumption and inflation, and an increase in debt and taxes. The results about the inflation rate response, are strongly dependent on the response of monetary policy to the output gap. In one of the monetary policy regimes there is strong uncertainty about this response to the output gap, and it cannot be rejected that it is zero. In the combination of regimes where the response to the output gap is imposed to be zero, there is a positive response of the inflation rate to a positive fiscal innovation in government spending.

Keywords: monetary policy; fiscal policy; MS-SBVAR; Markov-switching; DSGE.

JEL: E31; E32; E63; C34.

1 INTRODUÇÃO

Este trabalho estima o impacto dinâmico de um estímulo fiscal sobre variáveis macroeconômicas brasileiras entre 1999 e 2017. Utiliza o modelo DSGE (Dynamic Stochastic General Equilibrium), que permite mudança de regimes markoviana nas políticas monetária e fiscal, desenvolvido por Davig e Leeper (2011). No modelo são introduzidas algumas hipóteses típicas de um DSGE novo-keynesiano, tais como rigidez nominal de preços, completa especificação das políticas monetária e fiscal e empresas atuando em concorrência monopolística. As probabilidades de ocorrência dos regimes e os parâmetros das regras de políticas monetária e fiscal, em cada regime, foram estimados adotando-se um modelo vetorial autorregressivo estrutural com mudança markoviana de regimes (MS-SBVAR). No modelo DSGE os regimes têm uma distribuição de probabilidade de ocorrência, sendo esta distribuição conhecida pelos agentes econômicos, que a incorporam na formação de suas expectativas sobre o valor futuro das variáveis. Os parâmetros restantes do modelo DSGE são calibrados conforme é explicitado em seção específica deste trabalho.

As respostas dos governos à crise financeira internacional de 2008/2009 foram bem distintas nos países ao redor do mundo. No entanto, existiram alguns elementos em comum, como, por exemplo, a utilização conjunta das políticas monetária e fiscal para combater a crise. No Brasil, em 2009 foram editadas diversas medidas fiscais de combate à crise e de estímulo à atividade econômica. O efeito destas medidas de estímulos fiscais sobre a demanda agregada depende, em grande parte, do seu impacto no consumo privado, principalmente no curto prazo. Davig e Leeper (2011) destacam que estas medidas governamentais chamaram a atenção de diversos pesquisadores e formuladores de política econômica por todo o mundo, que passaram a avaliar de que modo essas medidas de políticas fiscal e monetária poderiam afetar ou afetaram a economia, principalmente quando há interação entre elas.

A combinação dos regimes, que detectamos empiricamente no Brasil e que analisaremos neste texto, pode ser caracterizada como AM/PF (AM indica política

monetária ativa,³ e PF indica política fiscal passiva⁴), e é consistente com os pressupostos da teoria da equivalência ricardiana. Com uma política monetária ativa nos dois estados (sendo que a resposta ao hiato em um estado não é significativa) e a fiscal passiva (com uma diferença considerável em relação à resposta ao hiato), os efeitos substituição e renda inter e intratemporais, provocados por um aumento inesperado nos gastos do governo, levam a um aumento na demanda agregada. Com o aumento da demanda agregada haverá um aumento do produto e na demanda por trabalho. Como veremos a seguir, os efeitos renda e substituição intratemporal e intertemporal, provocados pela alteração dos gastos, das taxas de juros reais e dos impostos fazem com que haja queda de salário real, queda da produtividade marginal do trabalho, queda dos custos marginais, aumento da oferta de trabalho, queda do nível de preços e redução do consumo privado. É importante destacar que há também elevação da dívida pública e aumento dos impostos para financiá-la. A diferença mais relevante nos resultados encontrados, sob as quatro combinações de regimes empiricamente detectados neste trabalho, consiste na magnitude dos efeitos das variáveis analisadas, principalmente sobre a dívida.

Este trabalho também se propõe a analisar o impacto inesperado e transitório da elevação dos gastos do governo sobre a dinâmica da dívida pública no Brasil. Como apontam Davig e Leeper (2011), quando há uma expectativa de uma trajetória de elevação dos gastos do governo sem uma contrapartida em uma trajetória de elevação de impostos, ocorre um desequilíbrio intertemporal da restrição orçamentária do governo, e as famílias substituem dívida (títulos) por consumo. Portanto, é necessário que se façam determinados ajustamentos para que a restrição orçamentária do governo volte a ser satisfeita. Os tipos de combinação dos regimes de políticas monetária e fiscal vão determinar de que forma este mecanismo de ajustamento vai ocorrer e como cada componente da restrição orçamentária (receita de senhoriagem e superávit primário) contribuirá para esse resultado. Por fim, este trabalho também visa prestar contribuição na mensuração quantitativa dos multiplicadores dos gastos do governo sob diferentes regimes das políticas monetária e fiscal.

O trabalho é composto por sete seções, incluindo esta introdução. Na seção 2 será apresentada uma breve revisão da literatura sobre os impactos esperados de um estímulo fiscal sobre variáveis macroeconômicas. Na seção 3 é apresentada a metodologia. Na seção 4 são descritos os dados utilizados na estimação das regras das políticas monetária e fiscal. Na seção 5 são apresentados os resultados das estimações das regras das políticas monetária e fiscal e a datação das diversas combinações dos regimes de política identificados e estimados. Na seção 6 são apresentados a calibração do modelo DSGE e os resultados encontrados com o uso deste modelo. Por fim, na seção 7 são apresentadas as principais conclusões.

3. De acordo com o princípio de Taylor, uma política monetária é ativa (AM) quando o coeficiente da inflação na regra da política monetária, em que a taxa de juros fixada pelo Banco Central é a variável dependente, é maior do que um.

4. Seguindo Davig e Leeper (2011), consideramos que a política fiscal é passiva (PF) quando, na regra da política fiscal, definida como tendo a receita tributária líquida sobre o PIB como variável dependente, o coeficiente da dívida pública líquida sobre o PIB é positivo.

2 REVISÃO DE LITERATURA

Nas últimas três décadas surgiram diversos estudos acerca da importância do efeito de alterações dos gastos do governo sobre uma série de variáveis macroeconômicas – consumo privado, taxa de juros, horas trabalhadas, impostos etc.

De acordo com a teoria neoclássica, elevados gastos do governo financiados por impostos do tipo *lump-sum* reduzem a riqueza das famílias, o que, por sua vez, reduz a trajetória do consumo privado e do salário real. Esse mecanismo leva à elevação das horas trabalhadas e do produto. Os estudos de Hall (1979), Barro e King (1984), Aiyagari, Christiano e Eichenbaum (1990), Baxter e King (1993) e Edelberg, Eichenbaum e Fisher (1999) são algumas importantes referências. Já por meio do modelo-padrão de ciclos reais de negócios (com consumidores ricardianos)⁵ um aumento dos gastos do governo também leva a uma redução no consumo privado.

Outros estudos empíricos sugerem que um choque de gastos do governo leva a um aumento do consumo privado. Blanchard e Perotti (2002) utilizaram um VAR estrutural (SVAR) com informação institucional sobre o sistema de impostos e transferências para identificar os impactos dos choques em impostos e gastos do governo sobre a atividade econômica. Os autores sugerem que um estímulo fiscal leva a um aumento do consumo privado. Alesina *et al.* (1999), utilizando um VAR com dados em painel para vinte países da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Econômico (OCDE), chegaram ao mesmo resultado obtido por Blanchard e Perotti (2002). Em uma análise após o período de Bretton Woods, Ravn, Schmitt-Grohe e Uribe (2007) também empregaram um SVAR em um painel com países industrializados. Sob a hipótese de formação de hábito, detectaram que aumentos não antecipados de gastos do governo levam a aumentos tanto no produto quanto no consumo privado. Conforme os autores, a explicação para estes resultados decorre de um forte efeito substituição que anula o efeito renda negativo sobre o consumo, provocado pelo aumento dos gastos do governo. Os resultados encontrados por Ravn, Schmitt-Grohe e Uribe (2007) são consistentes com os trabalhos de Rotemberg e Woodford (1992), Fatás e Mihov (2001), Blanchard e Perotti (2002) e Perotti (2008), cujas hipóteses de identificação e métodos de estimação são similares aos utilizados por eles. Galí, López-Salido e Vallés (2007) utilizaram um modelo de equilíbrio geral dinâmico que leva em consideração a existência de uma parcela de consumidores não ricardianos⁶ e uma parcela de consumidores ricardianos, em conjunto com adoção de rigidez nominal de preços. Com estas duas principais características, os autores chegaram à mesma conclusão do modelo IS-LM keynesiano padrão,

5. São consumidores que possuem horizonte de vida infinito, e a decisão de consumo é baseada em uma restrição orçamentária intertemporal.

6. São consumidores que não emprestam nem tomam emprestado; consomem toda a renda do trabalho.

de que uma expansão fiscal leva a um aumento do consumo privado, das horas trabalhadas e do produto. Outros autores, como Monacelli e Perotti (2008) e Mountford e Uhlig (2009) também obtiveram que aumentos de gastos do governo afetam positivamente o consumo privado. Bilbiie (2011) obtém elevação do consumo privado como resposta a um choque de gastos do governo por meio da conjugação de dois efeitos principais: *i*) presença de preços rígidos, que provocam deslocamento para a direita da curva de demanda por trabalho quando as firmas ajustam-se ao aumento da demanda pelos seus produtos; e *ii*) preferências não separáveis que garantam que consumo e lazer sejam bens substitutos, para garantir que a oferta de trabalho desloque-se para a esquerda quando há deslocamentos para a direita na curva de demanda por trabalho.

Há também na literatura diversos trabalhos que utilizam modelos DSGE com mudança de regime. Kim (2003) utiliza um mecanismo de alternância de regimes das políticas monetária e fiscal e obtém, via efeito substituição e renda intertemporal e intratemporal, uma elevação, no consumo privado, provocada por uma inovação fiscal. Davig e Leeper (2011) adotam modelo similar ao de Kim (2003), no qual as expectativas dos agentes econômicos são afetadas pela existência – e probabilidade de alternância – de regimes nas políticas fiscal e monetária para estudar os efeitos dos choques de gastos do governo não antecipados e temporários sobre algumas variáveis macroeconômicas dos Estados Unidos, como o consumo privado. Outros modelos com alternância de regimes, em um contexto de equilíbrio geral estocástico dinâmico, foram elaborados ao longo do tempo para a análise das mais variadas questões (que não exatamente o impacto de uma inovação fiscal). Sims e Zha (2006), em um trabalho seminal, utilizaram um modelo MS-DSGE para analisar a política monetária nos Estados Unidos. Mais recentemente, diversos trabalhos utilizaram abordagens similares para investigar regras de política monetária com parâmetros variando no tempo e seus impactos macroeconômicos (Fernández-Villaverde *et al.*, 2010; Bianchi, 2013; Baele *et al.*, 2015; Iboshi, 2016). Ainda sob a hipótese de alternância de regime ao longo do tempo, podemos citar o método de solução para MS-DSGE proposto por Farmer, Zha e Waggoner (2009; 2011), combinados com métodos bayesianos de estimação propostos por Liu e Mumtaz (2010) e Choi e Hur (2015).

Cabe mencionar ainda os métodos de estimação de MS-DSGE propostos por Foerster *et al.* (2014), que são baseados em perturbações para realizar aproximações e obter a solução de modelos não lineares. O trabalho de Maih (2015) implementa este último método.

Já no Brasil, os trabalhos de Gonçalves, Portugal e Aragón (2016) e Marodin e Portugal (2016), de certo modo, resumem os esforços recentes na utilização de modelos de equilíbrio geral que permitem mudanças markovianas de regimes.

Os primeiros autores analisam mudança de parâmetros da regra de Taylor e a volatilidade dos choques, e os últimos investigam o *pass-through* da taxa de câmbio no Brasil.

Como se pôde observar, a literatura é vasta, complexa e os resultados dependem das características incorporadas aos modelos. Ramey (2011), em trabalho sobre multiplicadores fiscais, conclui que, em geral, a magnitude e o sinal do multiplicador fiscal dependem do tipo de inovação fiscal. Ou seja, se o gasto do governo é feito com bens de consumo e serviços, com investimentos ou com transferências. A magnitude depende também da persistência do choque (se temporário ou permanente) e de como o gasto será financiado, se por impostos (se distorcivo ou não) ou por déficit.

Nosso trabalho é pioneiro ao utilizar um modelo MS-DSGE na análise dos impactos de inovações fiscais no Brasil. É também o primeiro a utilizar o modelo de Davig e Lepper (2011), em que as expectativas dos agentes econômicos são afetadas endogenamente pela existência e pela probabilidade de alternância dos regimes das políticas monetária e fiscal, na análise do impacto das inovações fiscais sobre variáveis macroeconômicas brasileiras.

3 METODOLOGIA

Nesta seção descreveremos o método de estimação bayesiano dos modelos MS-SBVAR, que serão utilizados na estimação das regras das políticas monetária e fiscal. Também apresentaremos, de forma sumária, o modelo DSGE, com mudança de regimes markoviana, desenvolvido por Davig e Leeper (2011), que será utilizado para obter os impactos nas variáveis macroeconômicas das inovações fiscais sob diferentes combinações das regras das políticas monetária e fiscal.

3.1 O método de estimação bayesiana dos modelos MS-SBVAR

Na estimação das regras das políticas monetária e fiscal, adotadas no Brasil no período analisado, foram utilizados modelos VAR estruturais com mudança de regime markoviana, denominados MS-SBVAR. Estes modelos apresentam grande flexibilidade, ao permitirem mudança de parâmetros ao longo do tempo e heteroscedasticidade. Foi adotado o procedimento de inferência bayesiana, para MS-SBVAR, desenvolvido por Sims, Waggoner e Zha (2008). A seguir é feita uma apresentação sumária do modelo adotado:

$$y_t' A(s_t) = \sum_{i=1}^p y_{t-i}' A_i(s_t) + z_t' C(s_t) + \varepsilon_t' \Xi^{-1}(s_t), \quad 1 \leq t \leq T, \quad (1)$$

$$\Pr(s_t = i \mid (s_{t-1} = k)) = p_{ik}, \quad i, k = 1, \dots, h, \quad (2)$$

onde: T é o tamanho da amostra; h é o número de estados; s é uma variável de estado (variável indicadora do regime) não observada; s_t indica qual é o regime prevalecente no tempo t e é igual a um número inteiro k , $1 \leq k \leq h$; y_t é um vetor de dimensão $n \times 1$ de variáveis endógenas no tempo t ; y_{t-i} é um vetor de dimensão $n \times 1$ de variáveis endógenas com defasagem i ; z_t é um vetor de dimensão $m \times 1$ de variáveis exógenas e de variáveis determinísticas no tempo t ; ε_t é um vetor coluna n -dimensional de choques estruturais aleatórios não observados no tempo t , de média zero, mutuamente não correlacionados e com matriz de variância e covariância igual à matriz identidade; $A(k)$, de dimensão $n \times n$, é a matriz invertível que captura as relações contemporâneas entre as variáveis endógenas no estado $s_t = k$; $A_i(k)$ é a matriz de coeficientes das variáveis endógenas defasadas, de dimensão $n \times n$ no estado $s_t = k$; $C(k)$ é a matriz de parâmetros, de dimensão $m \times n$ das variáveis exógenas e determinísticas no estado $s_t = k$; $\Xi(k)$ é uma matriz diagonal no estado $s_t = k$, de dimensão $n \times n$.

O processo gerador dos regimes “ s ”, considerado exógeno, é ergódico e do tipo cadeia de Markov homogênea em tempo e estados discretos. Ele é definido pela equação (2) e pela matriz de transição de probabilidade de mudança de regime, composta pelas probabilidades de transição p_{ik} :

$$p_{ik} = Q = \begin{pmatrix} p_{11} & \dots & p_{1h} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{h1} & \dots & p_{hh} \end{pmatrix}. \quad (3)$$

Para cada regime s_t , y_t é gerado pela equação (1), admitindo como conhecidas as condições iniciais y_0, \dots, y_{1-l} . A equação (1) pode ser reescrita como:

$$y_t' A_0(s_t) = x_t' F(s_t) + \varepsilon_t' \Xi^{-1}(s_t); \quad 1 \leq t \leq T, \quad (4)$$

onde: $x_t = [y_{t-1} \quad \dots \quad y_{t-l} \quad z_t]'$ e $F(s_t) = [A_1(s_t) \quad \dots \quad A_l(s_t) \quad C(s_t)]'$.

Seja: $A = (A(1), \dots, A(h))$; $F = (F(1), \dots, F(h))$; $\Xi = (\Xi(1), \dots, \Xi(h))$; $\theta = (A, F, D)$; $Y_t = [y_t' \dots y_t']'$; $Z_t = [z_t' \dots z_t']'$; $S_t = [s_t' \dots s_t']'$; Admita, como em Sims, Waggoner e Zha (2008), que $\rho(\varepsilon_t | Y_{t-1}, Z_t, S_t, \theta, Q) = N(\varepsilon_t | 0, I_n)$, onde 0 é uma matriz de zeros; I_n é uma matriz identidade ($n \times n$); e $N(x | \mu, \Sigma)$ é a distribuição normal multivariada de x com média μ e variância Σ . Consequentemente, temos que a função de verossimilhança condicional é dada por $p(y_t | Y_{t-1}, Z_t, S_t, \theta, Q) = N(y_t | \mu_t(S_t), \Sigma(S_t))$, onde: $\mu_t(k) = (F(k)A^{-1}(k))' x_t$ e $\Sigma(k) = (A(k) \Xi^2(k) A'(k))^{-1}$, para $s_t = k$, $1 \leq k \leq h$.

Ou seja, a função de verossimilhança condicional é igual a:

$$\begin{aligned} p(y_t | Y_{t-1}, Z_t, S_t, \theta, Q) &= |\Sigma(S_t)|^{-1/2} \exp\left(-\frac{1}{2} (y_t - \mu(S_t))' \Sigma^{-1}(S_t) (y_t - \mu(S_t))\right) \\ &= |A(S_t) \Xi(S_t)| \exp\left(-\frac{1}{2} (y_t' A(S_t) - x_t' F(S_t)) \Xi^{-2}(S_t) (A'(S_t) y_t - F'(S_t) x_t)\right). \end{aligned} \quad (5)$$

Sejam $a_j(k)$ e $f_j(k)$ as j -ésima colunas de $A(k)$ e $F(k)$, respectivamente, e $\xi_j(k)$ o j -ésimo elemento da diagonal da matriz $\Xi(k)$. Considerando, então, que $a(k) = [a_1(k) \ \dots \ a_n(k)]$; $f(k) = [f_1(k) \ \dots \ f_n(k)]$; $\xi(k) = [\xi_1(k) \ \dots \ \xi_n(k)]$, a função de verossimilhança condicional é dada por:

$$p(y_t | Y_{t-1}, Z_t, S_t, \theta, Q) = \left| A(S_t) \prod_{j=1}^n \xi_j(S_t) \right| \exp\left(-\frac{\xi_j^2(S_t)}{2} (y_t' a_j(S_t) - x_t' f_j(S_t))^2\right). \quad (6)$$

Se existem apenas dois estados, então $s_t = [s_{1t}, s_{2t}]$. Admitindo que estes estados sejam variáveis aleatórias independentes, que a_j e f_j dependam de s_{1t} e que ξ_j dependa de s_{2t} , a função de verossimilhança anterior, para a observação y_t , é dada por:

$$\begin{aligned} p(y_t | Y_{t-1}, Z_t, S_t, \theta, Q) \\ = \left| A(s_{1t}) \prod_{j=1}^n \xi_j(s_{2t}) \right| \exp\left(-\frac{\xi_j^2(s_{2t})}{2} (y_t' a_j(s_{1t}) - x_t' f_j(s_{1t}))^2\right). \end{aligned} \quad (7)$$

A verossimilhança condicional, de toda a amostra, então é dada por:

$$p(Y_T | Z_T, \theta, Q) = \prod_{t=1}^T \left[\sum_{\substack{s_t \in \\ b}} p(y_t | Y_{t-1}, Z_t, \theta, s_t) p(s_t | Y_{t-1}, Z_{t-1}, \theta, Q) \right]. \quad (8)$$

Como apontam os autores da metodologia, é fundamental restringir o número de parâmetros a serem estimados, já que um número grande de variáveis ou defasagens eleva consideravelmente o número de parâmetros livres. Estas restrições tornam-se indispensáveis para a análise empírica, sobretudo no caso do Brasil, em que o conjunto das observações de boa qualidade disponível é de tamanho reduzido. A seguir serão explicitadas as restrições impostas aos parâmetros do modelo.

A matriz F pode ser reescrita como:

$$F(s_{1t}) = G(s_{1t}) + \bar{S}A(s_{1t}), \quad (9)$$

onde: $\bar{S} = \begin{bmatrix} I_n \\ 0 \end{bmatrix}$, $0 =$ uma matriz de zeros de tamanho $(m - n) \times n$ e $G(k)$, para $k = 1, \dots, h$, tem média da distribuição *a priori* igual a zero.

Como a média da distribuição *a priori* de $G(k)$ tem média igual a zero, a escolha feita para \bar{S} é consistente com a hipótese *a priori* de que as variáveis endógenas do modelo, na forma reduzida, seguem um processo passeio aleatório.⁷ Este tipo de distribuição *a priori*, com média em torno do passeio aleatório, implica um maior grau de persistência e menores variâncias dos choques estruturais.

Sims, Waggoner e Zha (2008) impõem três tipos de restrições nas variações das matrizes G e A , da equação acima, por meio dos estados. As restrições são aplicadas aos parâmetros da j -ésima equação, $a_j(s_t)$, $g_j(s_t)$ e $c_j(s_t)$ com $j \in (1, \dots, n)$ da seguinte forma:

$$a_j(s_t) \xi_j(s_t), g_{ij,l}(s_t) \xi_j(s_t), c_j(s_t) \xi_j(s_t) = \begin{cases} a_j, g_{ij,l}, c_j & \text{Caso I} \\ a_j \xi_j(s_t), g_{ij,l} \xi_j(s_t), c_j \xi_j(s_t) & \text{Caso II} \\ a_j(s_t) \xi_j(s_t), g_{\psi ij,l} g_{\delta ij(s_t)} \xi_j(s_t), c_j(s_t) \xi_j(s_t). & \text{Caso III} \end{cases} \quad (10)$$

Nos parâmetros acima, o subscrito “ i ” refere-se à variável explicativa “ i ” na equação da variável “ j ”; o subscrito “ l ” refere-se à extensão da defasagem. O vetor coluna $a_j(s_t)$ é a j -ésima coluna da matriz $A(s_t)$; $g_{ij,l}(s_t)$ é o elemento de $g_j(s_t)$ para a i -ésima variável na l -ésima defasagem; e $c_j(s_t)$ é um vetor de parâmetros correspondente ao vetor de variáveis exógenas z_t na equação j . O parâmetro $g_{\psi ij,l}$ é o elemento de $g_{\psi j}$ para a i -ésima variável na l -ésima defasagem em qualquer regime, e é constante ao longo dos regimes. O parâmetro $g_{\delta ij(s_t)}$ é o elemento de $g_{\delta j(s_t)}$ para a i -ésima variável dependente na equação j no regime s_t , em qualquer defasagem. Ou seja, quando o regime s_t muda, $g_{\delta ij(s_t)}$ muda com as variáveis, mas não varia ao longo das defasagens. Os parâmetros a_j , $g_{ij,l}$ e c_j , sem o símbolo (s_t) , são independentes de regime, ou seja, constantes ao longo do tempo.

O VAR com parâmetros constantes é dado pelo caso I. O caso II é a equação estrutural apenas com as variâncias dos choques estruturais mudando de regime, e com $\xi_j(s_t)$ medindo a volatilidade do choque estrutural na j -ésima equação estrutural. O caso III é a equação estrutural com variação no tempo dos coeficientes e dos

7. Conforme destacado por Sims e Zha (1998).

distúrbios heterocedásticos. Ou seja, há variação no tempo tanto nos coeficientes quanto nas variâncias dos choques estruturais.⁸ Sims, Waggoner e Zha (2008) aplicam também restrições lineares na matriz A e na matriz F , como em Waggoner e Zha (2003). Uma apresentação detalhada destas restrições, de quais são as distribuições *a priori* consideradas pelo modelo e do método de estimação empregado, foge ao escopo deste trabalho, mas pode ser encontrada em Sims, Waggoner e Zha (2008).

3.2 O modelo MS-DSGE adotado

Neste artigo utilizamos o modelo DSGE novo-keynesiano, desenvolvido por Davig e Leeper (2011), que permite a introdução de diversas imperfeições existentes na economia brasileira, além de admitir que as políticas monetária e fiscal possam apresentar mudanças markovianas de regime. O modelo é adequado para se chegar ao principal objetivo deste trabalho, que é estimar os efeitos de um choque fiscal sobre a trajetória de diversas variáveis econômicas, em um ambiente no qual haja interações entre os diferentes regimes das políticas monetária e fiscal.

A descrição do modelo de Davig e Leeper (2011), que será apresentada a seguir, foi retirada parcialmente do artigo citado e adaptada, quando necessário, à nossa notação. Trata-se de um modelo novo-keynesiano convencional, com capital fixo, oferta de trabalho elástica e rigidez nominal de preços à moda de Calvo (1983). Adota-se também a hipótese de que as firmas produtoras de bens finais definem seus preços em um mercado em concorrência monopolística, e que os gastos não produtivos do governo são financiados por meio de uma combinação de receitas de senhoriagem, impostos do tipo *lump-sum* e emissão de títulos nominais do governo.

3.2.1 As famílias

Na função utilidade, C_t é o valor agregado de bens de consumo diferenciados; N_t é a quantidade total de horas trabalhadas; M_t/P_t é o estoque de moeda real. Além disso, σ , η e κ são parâmetros estruturais positivos que representam, respectivamente, elasticidade de substituição do consumo, elasticidade da oferta de trabalho e elasticidade juros da demanda real por moeda. A velocidade da base monetária é representada por δ e χ é a parcela de tempo gasto trabalhando. O parâmetro $\beta \in (0,1)$ é um fator de desconto. O problema de otimização das famílias é resolvido simultaneamente em duas partes: *i*) ao minimizar o gasto total de um contínuo de bens diferenciados c_{jt} ; e *ii*) ao maximizar a utilidade total U sujeita à restrição orçamentária (RO), escolhendo $\{C_t, N_t, M_t, B_t\}$.

8. Na seção dos dados serão apresentados as equações e o tipo de restrição (coeficiente e/ou variância) que adotamos em cada modelo.

A primeira parte do problema das famílias:

$$H = \min_{\{c_{jt}\}} \int_0^1 p_{jt} c_{jt} d_j \quad (11)$$

sujeito a:

$$\left[\int_0^1 c_{jt}^{(\theta-1/\theta)} d_j \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \geq C_t, \quad (12)$$

em que C_t é o agregado de bens de consumos diferenciados como proposto originalmente por Dixit e Stiglitz (1977).

Como $P_t \equiv \left[\int_0^1 p_{jt}^{1-\theta} d_j \right]^{1/(1-\theta)}$, utilizando-se as condições de primeira ordem deste problema de minimização chega-se à seguinte equação:

$$c_{jt} = \left(\frac{p_{jt}}{P_t} \right)^{-\theta} C_t,$$

onde c_{jt} é a demanda por cada bem j .

A segunda parte do problema das famílias:

$$\max_{\{C_t, N_t, M_t, B_t\}} U = E_t \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s \left[\frac{C_{t+s}^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \chi \frac{N_{t+s}^{1-\eta}}{1-\eta} + \delta \frac{(M_{t+s}/P_{t+s})^{1-\kappa}}{1-\kappa} \right], \quad (13)$$

sujeito à restrição orçamentária:

$$\begin{aligned} C_{t+s} + \frac{M_{t+s}}{P_{t+s}} + \frac{B_{t+s}}{P_{t+s}} + \tau_{t+s} \\ \leq \left(\frac{W_{t+s}}{P_{t+s}} \right) N_{t+s} + \frac{M_{t+s-1}}{P_{t+s}} + \frac{(1+r_{t+s-1})B_{t+s-1}}{P_{t+s}} + \Pi_{t+s}, \end{aligned} \quad (14)$$

onde τ_t é o pagamento dos impostos do tipo *lump-sum*; B_t é o estoque nominal de títulos do governo; $1+r_{t-1}$ é a taxa nominal de juros livre de risco entre o período $t-1$ e t ; W_t é o salário nominal; e Π_t são os lucros das firmas.

Utilizando-se as condições de primeira ordem deste problema de maximização chega-se às seguintes equações:

$$\left(\frac{W_t}{P_t}\right) = \chi \left(\frac{N_t^\eta}{C_t^{-\sigma}}\right). \quad (15)$$

A equação de Euler:

$$\left(\frac{1}{1+r_t}\right) = E_t \left[\beta \left(\frac{P_t}{P_{t+1}}\right) \left(\frac{C_t}{C_{t+1}}\right)^\sigma \right]. \quad (16)$$

A demanda por saldos monetários reais:

$$\left(\frac{M_t}{P_t}\right) = \left(\delta^{\frac{1}{\kappa}}\right) \left(C_t^{\frac{\sigma}{\kappa}}\right) \left(\frac{r_t}{1+r_t}\right)^{-\frac{1}{\kappa}}. \quad (17)$$

O modelo de Davig e Leeper (2011), adotado aqui, assume que o gasto do governo mantém uma proporção constante em relação ao consumo das famílias. Com isso, a demanda do governo por cada tipo de bem é dado por g_{jt} e o agregado de gastos do governo por G_t . As equações são obtidas também pela primeira parte do problema de otimização das famílias. De modo compacto, temos que:

$$G_t = \left[\int_0^1 g_{jt}^{(\theta-1)/\theta} d_j \right]^{\theta/(\theta-1)}, \quad (18)$$

$$g_{jt} = (p_{jt}/P_t)^{-\theta} G_t. \quad (19)$$

E a condição de transversalidade:

$$\lim_{T \rightarrow \infty} E_t \left[\beta \left(\frac{C_T}{C_{T+1}}\right)^\sigma \left(\frac{B_T + M_T}{P_T}\right) \right] = 0. \quad (20)$$

3.2.2 As firmas

As firmas representativas produzem seus bens utilizando o fator trabalho, e os vendem em um mercado em competição monopolística em que há um contínuo de bens j . A oferta individual é dada por $y_{jt} = ZN_{jt}$, e Z é um parâmetro constante

da tecnologia agregada à qual todas as firmas têm acesso. A curva de demanda individual é igual à curva de demanda de consumo individual mais a curva de demanda individual do governo, e é dada por:

$$c_{jt} + g_{jt} = y_{jt}, \quad (21)$$

$$\left(\frac{p_{jt}}{P_t}\right)^{-\theta} C_t + \left(\frac{p_{jt}}{P_t}\right)^{-\theta} G_t = y_{jt}, \quad (22)$$

$$\left(\frac{p_{jt}}{P_t}\right)^{-\theta} (C_t + G_t) = y_{jt}. \quad (23)$$

Como a economia é fechada, em equilíbrio, temos que $C_t + G_t = Y_t$. Portanto, a curva de demanda total com a qual a firma j se depara é:

$$\left(\frac{p_{jt}}{P_t}\right)^{-\theta} Y_t = y_{jt}. \quad (24)$$

Igualando oferta e demanda individuais por bens, temos:

$$N_{jt} = \frac{Y_t}{Z} \left(\frac{p_{jt}}{P_t}\right)^{-\theta}. \quad (25)$$

Apenas uma fração $1 - \varphi$ de firmas sorteadas em t pode escolher seu preço ótimo. Já a fração φ de firmas que não podem realizar tal ajuste usa uma regra de bolso em que o preço é ajustado de acordo com a inflação passada ($p_{j,t} = p_{j,t-1}$). O preço ótimo escolhido em t pela fração $1 - \varphi$ de firmas poderá continuar em vigor indefinidamente. Ao maximizar o lucro, a firma leva em consideração que o preço ótimo escolhido pode afetar o fluxo futuro de lucros. Este ajustamento parcial de preços é conhecido na literatura como mecanismo de Calvo.⁹ A firma j , quando pode escolher o seu preço, resolve o problema de maximização apresentado a seguir:

$$\max_{\{p_{jt}\}} E_t \sum_{s=0}^{\infty} \varphi^s \Theta_{t,t+s} \Pi_{j,t+s}(p_{jt}), \quad (26)$$

9. Para mais detalhes, ver Calvo (1983).

onde φ^s é a probabilidade de um preço ser escolhido em t e continuar em vigor em $t + s$. Já $\Theta_{t,t+s}$ é o fator de desconto e é igual a $\beta \left(\frac{c_t}{c_{t+1}}\right)^\sigma$. Por fim, $\Pi_{j,t+s}(p_{jt})$ é o lucro auferido em $t + s$, que depende de p_{jt} e é dado por:

$$\Pi_{j,t+s} = p_{j,t+s} y_{j,t+s} - W_{t+s} N_{j,t+s}. \quad (27)$$

Usando (24), (25) e dividindo por P_{t+s} temos que o fluxo futuro de lucros em termos reais é dado por:

$$\Pi_{j,t+s} = \left(\frac{p_{j,t+s}}{P_{t+s}}\right) \left(\frac{p_{j,t+s}}{P_{t+s}}\right)^{-\theta} Y_{t+s} - \left(\frac{W_{t+s}}{P_{t+s}}\right) \left(\frac{Y_{t+s}}{Z}\right) \left(\frac{p_{j,t+s}}{P_{t+s}}\right)^{-\theta}. \quad (28)$$

Rearranjando (28) e definindo $\Psi_{t+s} = \frac{W_{t+s}}{Z P_{t+s}}$ como o custo marginal das firmas, podemos reescrever o problema de maximização das firmas como:

$$\max_{\{p_{jt}=p_t^*\}} E_t \sum_{s=0}^{\infty} \varphi^s \Theta_{t,t+s} \left[\left(\frac{p_t^*}{P_{t+s}}\right)^{1-\theta} - \Psi_{t+i} \left(\frac{p_t^*}{P_{t+s}}\right)^{-\theta} \right] Y_{t+s}. \quad (29)$$

As firmas devem maximizar (29) para determinar o preço ótimo p_t^* . O resultado desta maximização é dado por: $\frac{p_t^*}{P_t} = \mu \frac{K_{1t}}{K_{2t}}$, em que $\mu = \theta/(\theta - 1)$ é o *markup* das firmas e K_{1t} e K_{2t} são dados por:

$$K_{1t} = (Y_t - G_t)^{-\sigma} \Psi_t Y_t + \varphi \beta E_t K_{1t+1} \left(\frac{P_{t+1}}{P_t}\right)^\theta, \quad (30)$$

e

$$K_{2t} = (Y_t - G_t)^{-\sigma} Y_t + \varphi \beta E_t K_{2t+1} \left(\frac{P_{t+1}}{P_t}\right)^{\theta-1}. \quad (31)$$

Usando a definição do nível geral de preços $P_t \equiv \left[\int_0^1 p_{jt}^{1-\theta} dj\right]^{1/(1-\theta)}$, podemos reescrevê-la considerando o ajustamento de preços pela regra de bolso e pela escolha ótima, a saber:

$$P_t^{1-\theta} \equiv \int_0^1 p_{jt}^{1-\theta} dj, \quad (32)$$

$$P_t^{1-\theta} = \varphi \int_0^1 P_{j,t-1}^{1-\theta} dj + (1-\varphi) \int_0^1 P_t^*{}^{1-\theta} dj, \quad (33)$$

$$P_t^{1-\theta} = (\varphi)P_{t-1}^{1-\theta} + (1-\varphi)P_t^*{}^{1-\theta}, \quad (34)$$

$$\frac{P_t^{1-\theta}}{P_{t-1}^{1-\theta}} = (\varphi) \frac{P_{t-1}^{1-\theta}}{P_{t-1}^{1-\theta}} + (1-\varphi) \frac{P_t^*{}^{1-\theta}}{P_{t-1}^{1-\theta}} \left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right)^{1-\theta}. \quad (35)$$

Reorganizando (35) e fazendo $\pi_t = \frac{P_t}{P_{t-1}}$ temos que:

$$\pi_t^{1-\theta} = \varphi + (1-\varphi)\pi_t^{1-\theta} \left(\frac{P_t^*}{P_t}\right)^{1-\theta}. \quad (36)$$

Podemos obter a taxa de inflação no período t como função do *markup* das firmas:

$$\pi_t^{\theta-1} = \frac{1}{\varphi} - \frac{(1-\varphi)}{\varphi} \left(\mu \frac{K_{1t}}{K_{2t}}\right)^{1-\theta}. \quad (37)$$

O equilíbrio no mercado de trabalho com preços rígidos será dado por:

$$N_t = \int_0^1 N_{jt} dj = \int_0^1 \frac{y_{jt}}{z} dj = \int_0^1 \frac{y_t}{z} \left(\frac{p_{jt}}{P_t}\right)^{-\theta} dj = \frac{y_t}{z} \int_0^1 \left(\frac{p_{jt}}{P_t}\right)^{-\theta} dj, \text{ então:} \quad (38)$$

$$N_t = \frac{y_t}{z} \Omega_t,$$

onde: Ω_t é um índice de dispersão de preços relativos.

Deste modo, podemos obter a equação que descreve a evolução da dispersão dos preços relativos:

$$\frac{P_{t-1}}{P_t} \pi_t^\theta = \frac{1}{\varphi} - \frac{(1-\varphi)}{\varphi} \left(\frac{P_t^*}{P_t}\right)^{-\theta} \left(\frac{P_t^*}{P_t}\right), \quad (39)$$

$$\frac{P_{t-1}}{P_t^*} \pi_t^\theta = \frac{1}{\varphi} - \frac{(1-\varphi)}{\varphi} \left(\frac{P_t^*}{P_t}\right)^{-\theta}, \quad (40)$$

$$\frac{P_{t-1}}{P_t^*} \varphi \pi_t^\theta = \frac{P_t}{P_t^*} - (1-\varphi) \left(\frac{P_t^*}{P_t}\right)^{-\theta}, \quad (41)$$

$$\frac{P_t}{P_t^*} = (1 - \varphi) \left(\frac{P_t^*}{P_t} \right)^{-\theta} + \frac{P_{t-1}}{P_t^*} \varphi \pi_t^\theta, \quad (42)$$

$$\Omega_t = (1 - \varphi) \left(\frac{P_t^*}{P_t} \right)^{-\theta} + \varphi \pi_t^\theta \Omega_{t-1}. \quad (43)$$

3.2.3 O governo

Como já mencionado anteriormente, os gastos do governo são financiados por uma composição de receitas oriundas de senhoriagem, impostos do tipo *lump-sum* e emissão de títulos nominais. Davig e Leeper (2011) postulam que os gastos do governo evoluem de acordo com a equação: $\log(G_t) = \log(\bar{G})(1 - \rho) + \rho \log(G_{t-1}) + \varepsilon_t$, sendo $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$. Além disso, o governo deve satisfazer sua restrição de recursos em cada período ao longo do tempo. Para tanto, dado $M_{-1} > 0$ e $(1 + r_{-1})B_{-1} > 0$, ele deve escolher $\{G_t, M_t, B_t, \tau_t\}$ obedecendo à seguinte restrição orçamentária do governo:

$$G_t = T_t + \frac{\Delta M_t}{P_t} + \frac{B_t}{P_t} - \frac{(1 + r_{t-1})B_{t-1}}{P_t}, \quad (44)$$

onde: T_t é o valor real dos impostos do tipo *lump-sum* no período t ; $\frac{\Delta M_t}{P_t}$ é a senhoriagem real no período t ; B_t = valor nominal dos títulos do governo no período t ; $\frac{B_t}{P_t} - \frac{(1+r_{t-1})B_{t-1}}{P_t}$ é a emissão de títulos em termos reais no período t .

Os parâmetros das regras das políticas monetária e fiscal mudam com a mudança de regime, como expresso abaixo:

$$\tau_t = \gamma_0(S_t^f) + \gamma_b(S_t^f)b_{t-1} + \gamma_y(S_t^f)o_t + \gamma_g(S_t^f)g_t + \sigma_\tau(S_t^f)\varepsilon_t^\tau, \quad (45)$$

$$r_t = \alpha_0(S_t^M) + \alpha_\pi(S_t^M)\pi_t + \alpha_y(S_t^M)o_t + \sigma_r(S_t^M)\varepsilon_t^r, \quad (46)$$

onde: S_t^f indica o estado da política fiscal no período t ; S_t^M indica o estado da política monetária no período t ; τ_t é a arrecadação tributária do governo em relação ao produto interno bruto (PIB) no período t ; o_t é o hiato do produto no período t (definido como a diferença entre o *log* do produto no período t e o *log* do produto no estado estacionário); g_t é o gasto do governo em relação ao PIB no período t ; b_t é o estoque da dívida do governo em relação ao PIB no período t ; ε_t^τ e ε_t^r são ruídos brancos.

3.2.4 O modelo no estado estacionário

Seguindo Davig e Leeper (2011), os valores dos níveis da dívida e da taxa de inflação no estado estacionário, nos quatro regimes identificados neste artigo (que não inclui a coexistência de políticas monetária e fiscal ativas), são restritos para serem iguais nos regimes. O nível determinístico do produto foi fixado em um no estado estacionário. Por fim, os valores dos interceptos das regras fiscal e monetária, no estado estacionário, são obtidos endogenamente. A demanda por moeda foi obtida similarmente, considerando que o nível determinístico do produto é igual a um no estado estacionário.

4 OS DADOS UTILIZADOS NA ESTIMAÇÃO DAS REGRAS DAS POLÍTICAS MONETÁRIA E FISCAL

Como as amostras disponíveis para o Brasil são pequenas, as regras das políticas monetária e fiscal não foram estimadas conjuntamente. Para cada uma delas foi utilizada uma amostra diferente. As regras das políticas monetária e fiscal foram estimadas com dados trimestrais. Na próxima seção apresentamos também as estimações das regras das políticas monetária e fiscal utilizando dados com frequência mensal. Estas estimativas são apresentadas apenas para verificar a robustez das estimações que utilizaram dados com frequência trimestral.

Para estimar a regra de política monetária, com dados trimestrais, foi utilizada a taxa de juros nominal de curto prazo do sistema de liquidação e custódia (Selic Over) corrigida para dias úteis e disponibilizada pelo Banco Central do Brasil (BCB). Para o cálculo da taxa de inflação foi utilizado o Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) dessazonalizado disponibilizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). O PIB real trimestral dessazonalizado, também disponibilizado pelo IBGE, foi utilizado para calcular o hiato do produto.

A série de taxa de juros nominal, com frequência trimestral, utiliza como dado, em cada trimestre, a taxa de juros acumulada no trimestre. O mesmo cálculo foi feito com o IPCA para a obtenção da taxa de inflação trimestral, com frequência trimestral. O hiato do produto foi obtido extraíndo a tendência do logaritmo da série do PIB, obtida pelo filtro HP com parâmetro igual a 1600, conforme sugerido por Hodrick e Prescott (1997) para dados trimestrais.

Na estimação da regra da política monetária, utilizando dados com frequência mensal, foram empregadas as mesmas séries originais da Selic e do IPCA utilizadas na obtenção dos dados trimestrais. Na construção do hiato do produto real mensal foi utilizada a série do PIB real mensal, com ajuste sazonal, elaborado pela

Fundação Getúlio Vargas (FGV).¹⁰ As observações com frequência mensal, de todas as variáveis, em cada mês, foram acumuladas trimestralmente (usando um cálculo idêntico ao adotado para os dados com frequência trimestral) e computadas a partir de seus valores observados no mês corrente e nos dois meses anteriores. O hiato, de cada mês, foi computado extraindo-se a tendência do logaritmo da série mensal do PIB real da FGV, acumulado no trimestre encerrado no mês corrente, com o filtro HP e com o parâmetro do filtro igual a 14400. O período de estimação para os dados mensais vai de 2000/03 até 2017/09, enquanto a estimação trimestral compreende o período entre 1999 T1 e 2017 T3.

Para a estimação da regra de política fiscal, com dados com frequência trimestral, foram utilizadas as séries de receita e despesa primárias do governo federal a preços correntes disponibilizadas pelo Tesouro Nacional.¹¹ Ambas as séries foram ajustadas para desconsiderar as receitas e as despesas não recorrentes.¹² Além destas duas variáveis, também foram utilizados o hiato do produto e a dívida líquida do governo federal. A série do hiato do produto também foi obtida a partir dos dados do PIB trimestral real dessazonalizado do IBGE, mas os valores adotados foram os acumulados nos quatro últimos trimestres. Todas as séries com frequência trimestral, no caso da política fiscal, utilizaram os dados acumulados nos quatro últimos trimestres. A série da dívida é disponibilizada pelo BCB.¹³ A receita, a despesa e a dívida a preços correntes foram expressas em percentuais do PIB a preços correntes e referem-se aos valores acumulados nos últimos quatro trimestres. O PIB nominal trimestral é também disponibilizado pelo IBGE.¹⁴ A estimação desta regra utilizou dados do período que vai de 1999 T1 a 2017 T3.

A regra da política fiscal também foi estimada a partir de dados com frequência mensal. Para tanto, foram consideradas as mesmas séries originais de receita, despesa, dívida e PIB nominal da estimação trimestral. A diferença é que as séries com frequência mensal foram computadas a partir dos valores acumulados nos doze últimos meses. A série de hiato foi obtida utilizando-se a série de PIB real da FGV. Novamente, a diferença é que os dados mensais foram obtidos tomando-se o logaritmo dos valores acumulados nos últimos doze meses e, após esta transformação, obtivemos o hiato do produto com o filtro HP. Devido à grande instabilidade do

10. A metodologia detalhada utilizada na cálculo do PIB-FGV pode ser obtida em: <<https://goo.gl/9qFrKn>>. Acesso em: 9 jul. 2018.

11. As séries de receita e despesa utilizadas podem ser obtidas no *site* do Tesouro Nacional: <<https://goo.gl/DcCZRS>>. Acesso em: 9 jul. 2018.

12. Entendem-se como receitas e despesas não recorrentes aquelas relacionadas a concessões, dividendos e capitalização da Petrobras. Estas séries podem ser obtidas também pelo *site* do Tesouro Nacional na mesma tabela em que estão as séries de receitas e despesas utilizadas.

13. Série 4468 do BCB.

14. Série 4380 do BCB.

período pós-2013, optou-se por estimar a regra da política fiscal, utilizando dados com frequência mensal, nos períodos 2000/03 e 2013/12.

5 A ESTIMAÇÃO DAS REGRAS DAS POLÍTICAS MONETÁRIA E FISCAL E A DATAÇÃO DAS DIVERSAS COMBINAÇÕES DOS REGIMES DE POLÍTICA IDENTIFICADOS E ESTIMADOS

5.1 Identificação, especificação e estimação das regras das políticas monetária e fiscal

A identificação da regra de política monetária foi feita considerando-se que a matriz A , com as relações contemporâneas entre as variáveis (ver descrição do modelo na seção da metodologia), seja triangular inferior. Ou seja, foram impostas as seguintes relações contemporâneas entre as variáveis: a taxa de juros não é afetada contemporaneamente pela taxa de inflação e pelo hiato do produto; a taxa de inflação é afetada contemporaneamente pela taxa de juros; e o hiato do produto é afetado contemporaneamente tanto pela inflação quanto pelos juros. Já na regra de política fiscal consideramos uma identificação similar à proposta por Perotti (2008), onde: a despesa é contemporaneamente exógena; a despesa e o hiato afetam contemporaneamente a receita; a dívida é afetada contemporaneamente pela despesa e pela receita; e o hiato é afetado contemporaneamente pela despesa e pela dívida. As duas identificações consideradas podem ser vistas a seguir.

$$\text{Monetária: } \begin{bmatrix} x & 0 & 0 \\ x & x & 0 \\ x & x & x \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Selic \\ IPCA \\ Hiato \end{bmatrix}; \quad \text{Fiscal: } \begin{bmatrix} x & 0 & 0 & 0 \\ x & x & 0 & x \\ x & x & x & 0 \\ x & 0 & x & x \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Despesa \\ Receita \\ Dívida \\ Hiato \end{bmatrix}.$$

Os coeficientes de longo prazo, como em Davig e Leeper (2011), é que serão utilizados na calibração do modelo DSGE. Estes coeficientes foram obtidos por meio de 100.000 extrações dos parâmetros da distribuição *a posteriori* do modelo MS-SBVAR de cada regra de política (monetária ou fiscal). Para cada uma das 100.000 extrações destes parâmetros foi calculado o coeficiente de longo prazo. O valor da mediana dos coeficientes de longo prazo, nas 100.000 extrações, foi utilizado como o coeficiente de longo prazo nas equações das regras de política do modelo DSGE. As equações utilizadas no modelo DSGE são reapresentadas a seguir.¹⁵

15. No apêndice são apresentadas as estimações completas de ambas as regras.

$$\begin{aligned}
 r_t &= \alpha_0(S_t^M) + \alpha_\pi(S_t^M)\pi_t + \alpha_y(S_t^M)o_t + \sigma_r(S_t^M)\varepsilon_t^r \\
 \tau_t &= \gamma_0(S_t^f) + \gamma_b(S_t^f)b_{t-1} + \gamma_y(S_t^f)o_t + \gamma_g(S_t^f)g_t + \sigma_\tau(S_t^f)\varepsilon_t^\tau \\
 P &= [p_{ij}]; \quad p_{ij} = P_r\{S_{t=i}|S_{t-1=j}\}; \quad i, j = 1, 2,
 \end{aligned}$$

em que: r_t é a taxa de juros nominal, π_t é a taxa de inflação, o_t é o hiato do produto, τ_t é razão receitas/PIB, g_t é a razão despesas/PIB; b_{t-1} é a razão dívida/PIB; ε_t^r é o choque monetário; ε_t^τ é o choque tributário; α_0 e γ_0 são constantes; α_π é o coeficiente de longo prazo da inflação; γ_b é o coeficiente de longo prazo da dívida; γ_g é o coeficiente de longo prazo das despesas; σ_r e σ_τ são as variâncias de cada regra; α_y e γ_y são os coeficientes de longo prazo do hiato do produto nas regras monetária e fiscal, respectivamente. Além disso, (S_t^M) e (S_t^f) é uma variável aleatória que evolui de acordo com uma matriz de probabilidades de transição P e que assume, em cada período t , um de dois valores diferentes, ou seja, indicando que os parâmetros (intercepto e inclinação) e as variâncias dependem do regime em que se encontra cada regra.

Por fim, é importante destacar que a metodologia empregada busca superar o problema de endogeneidade que poderia surgir se as regras das políticas monetária ou fiscal fossem estimadas por meio de um modelo com uma única equação. Sabe-se que esse problema não é tão crítico na estimação da regra de política monetária, já que há, neste caso, um certo consenso na ordem de causalidade entre as variáveis consideradas. Entretanto, esse mesmo consenso não ocorre na estimação da regra de política fiscal, o que torna a estimação por meio de um modelo MS-SBVAR mais adequada.

5.1.1 Regra de política monetária

Antes de discutir os resultados encontrados, é importante fazer alguns comentários sobre a forma funcional escolhida. Como pôde ser visto em (45), a função de reação da autoridade monetária é do tipo *backward-looking*. Diferentemente de Clarida, Galí e Gertler (2000), as ações da política monetária corrente não foram postas como explicitamente dependentes da expectativa da inflação futura. Isto foi feito por não haver consenso sobre o melhor indicador para a inflação esperada pelo BCB.

Ademais, muitos autores, como Svensson (1999), Walsh (1997) e Rogoff (1985), utilizam a variável “meta de inflação” na função de reação. Entretanto, optou-se, neste trabalho, por não introduzir tal variável por dois motivos. Primeiro, o modelo já não é parcimonioso, e, ao se introduzir mais variáveis, reduzem-se os graus de liberdade. Segundo, porque o BCB não está, necessariamente, mirando o centro da meta a todo momento em que altera sua taxa de juros. Como se sabe, o sistema de metas de inflação implementado no Brasil atua dentro de uma faixa (banda).

No que se refere à introdução de variáveis como câmbio e reservas internacionais, além da preocupação com a falta de graus de liberdade, entendeu-se que, no período analisado, o BCB não possuía metas para a taxa de câmbio ou para o nível de reservas internacionais a serem atingidas pelo país. Por fim, como apontam Taylor e Williams:

if one looked carefully through the simulation results from different models, one could see that the better policy rules had three general characteristics: (1) an interest rate instrument performed better than a money supply instrument, (2) interest rate rules that reacted to both inflation and real output worked better than rules which focused on either one, and (3) interest rate rules which reacted to the exchange rate were inferior to those that did not (Taylor e Williams, 2010).

Note que o modelo adotado é de uma economia fechada, mas, como argumentado anteriormente, as regras de política monetária de uma economia fechada ou aberta seriam idênticas.

Ao todo foram testados dois modelos com dois estados e com duas defasagens das variáveis, e um modelo sem mudança markoviana de regime e com duas defasagens das variáveis. Os modelos adotados diferem dos estimados por Davig e Leeper (2011), ao admitirem apenas uma única cadeia de Markov, com dois estados, para estimar a matriz de transição dos parâmetros e das variâncias dos resíduos da regra de política. Não foi necessário o uso de uma matriz de transição “agregada”.

A escolha de duas defasagens foi feita com base nos critérios de informação SC (Schwarz) e AIC (Akaike).¹⁶ Após a escolha das defasagens, foi escolhido o modelo com maior valor da densidade marginal para os dados – *marginal data density* (MDD) –, segundo três métodos (Waggoner-Zha, Muller e Bridge).¹⁷ Os valores da MDD de cada modelo, suas descrições completas e os respectivos graus de liberdade na estimação podem ser obtidos junto aos autores. O modelo escolhido permite alternância markoviana nos coeficientes da equação da Selic e nas variâncias de todas as equações do SBVAR.

Na tabela 1 podemos verificar os coeficientes de longo prazo da regra de política monetária. De acordo com o princípio de Taylor, quando o coeficiente de longo prazo da taxa de inflação na regra da política monetária é maior do que a unidade, a autoridade monetária está agindo ativamente. Além disso, Taylor e Williams (2010) argumentam que “*in most existing macroeconomic models, this condition (or some close variant of it) must be met for a unique stable rational expectations to exist*”.¹⁸ Obtivemos um valor deste coeficiente na regra de política monetária maior do que a unidade nos dois estados

16. Resultados do teste de seleção de defasagens podem ser obtidos no apêndice.

17. Para detalhes sobre os métodos, ver Sims, Waggoner e Zha (2008), Liu, Waggoner e Zha (2011) e Meng e Wong (1996), respectivamente.

18. Para maior aprofundamento, ver Woodford (2003).

identificados. Deste modo, optou-se por classificar os estados da política monetária como mais (+AM) ou menos ativo (-AM). Outro ponto a ser destacado refere-se à resposta da Selic quanto ao hiato. No estado 2 o BCB responde mais fortemente ao hiato do que no estado 1. Os sinais dos coeficientes estão todos de acordo com o que a literatura prevê. Tanto um aumento da taxa de inflação quanto um aumento do hiato do produto levam a um aumento da taxa de juros pela autoridade monetária.

O gráfico 1 de probabilidades suavizadas de estado mostra como a política monetária alternou no período analisado. Os resultados sugerem que, entre 1999 e o final de 2003, a política monetária foi mais ativa e com um pouco menos atenção aos movimentos do hiato. Já a partir de 2004 o mesmo gráfico mostra uma alteração de política, passando a configurar um regime em que a política monetária torna-se menos ativa e mais sensível ao hiato do produto.

TABELA 1
Coefficientes de longo prazo da regra de política monetária
(Bandas bayesianas com 68% de probabilidade)

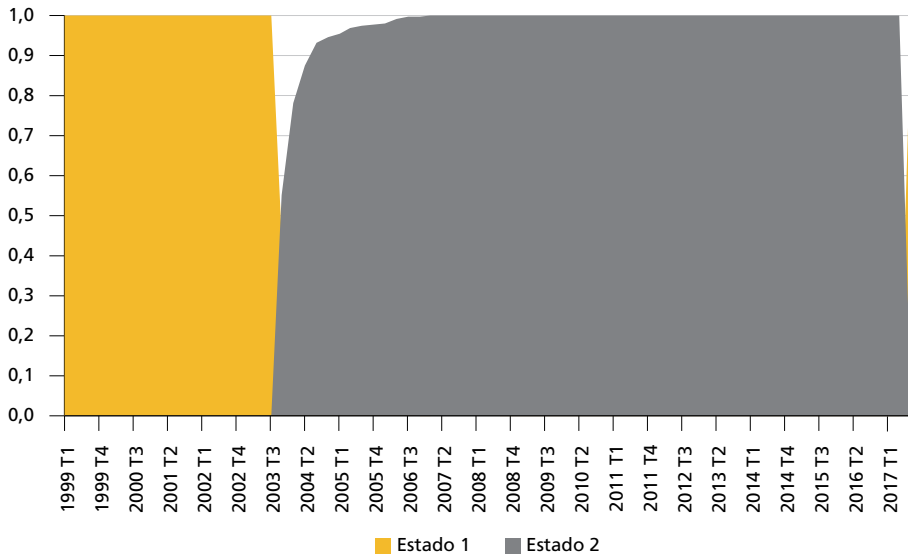
Variáveis	Política monetária mais ativa			Política monetária menos ativa		
	Estado 1			Estado 2		
	Banda inferior	Mediana	Banda superior	Banda inferior	Mediana	Banda superior
Dados trimestrais: 1999.I a 2017.III Modelo MS-SBVAR com duas defasagens das variáveis						
Inflação (α_π)	1,61	2,20	3,07	-1,12	1,69	4,35
Hiato (α_y)	0,27	0,91	2,13	-5,39	1,14	6,89
Dados mensais: 2000.12 a 2017.09 (com hiato calculado a partir do PIB mensal da FGV) Modelo MS-SBVAR com duas defasagens das variáveis						
Inflação (α_π)	1,69	2,07	2,59	0,09	1,58	3,14
Hiato (α_y)	0,96	1,44	2,30	-6,31	1,59	7,77

Elaboração dos autores.

- Obs.: 1. Na calibração do modelo MS-DSGE foram utilizadas as estimativas obtidas com os dados trimestrais, já que não há um dado do PIB mensal real oficial. Os resultados com dados mensais estão sendo reportados para se identificar a robustez das estimativas trimestrais.
2. A mediana e as bandas dos coeficientes de longo prazo foram obtidas a partir de uma amostra contendo 100.000 extrações de seus valores. Estas extrações foram obtidas a partir de 100.000 extrações da distribuição *a posteriori* dos parâmetros do modelo MS-SBVAR.
3. No modelo MS-SBVAR selecionado, apenas os parâmetros da regra de política monetária e as variâncias dos resíduos de todas as equações mudam com o regime.
4. As medianas e as bandas dos coeficientes desta equação do MS-SBVAR podem ser encontradas na tabela A.5, no apêndice. Nos gráficos A.1 e A.2, no apêndice, são apresentadas as frequências dos valores dos coeficientes de longo prazo no intervalo determinado pela banda de 68%. O valor da MDD do modelo com parâmetros e variâncias variando, com o regime, é significativamente maior do que o com apenas variâncias alternando-se com o regime (ver tabela A.3, no apêndice).

GRÁFICO 1

Probabilidades suavizadas dos estados da política monetária (1999-2017)



Elaboração dos autores.

As variâncias dos resíduos de cada equação, nos dois estados, são apresentadas nas matrizes *Zeta1* e *Zeta2*. Quanto maior o valor do elemento da diagonal da matriz *Zeta2*, menor é a variância no resíduo da equação respectiva, no regime 2, e mais informação há nos dados. Deste modo, observa-se que as variâncias dos resíduos das duas primeiras equações são maiores no estado 1 do que no estado 2.

$$Zeta1 = \begin{bmatrix} 1,0 & 0,0 & 0,0 \\ 0,0 & 1,0 & 0,0 \\ 0,0 & 0,0 & 1,0 \end{bmatrix}, Zeta2 = \begin{bmatrix} 2,6 & 0,0 & 0,0 \\ 0,0 & 4,0 & 0,0 \\ 0,0 & 0,0 & 0,6 \end{bmatrix}.$$

5.1.2 Regra de política fiscal

Em geral, existem diversos tipos de variáveis fiscais que podem ser utilizadas pelo governo como instrumento de política fiscal. Os impostos, pelo lado das receitas, e os gastos e as transferências, pelo lado das despesas, são os principais instrumentos comumente utilizados. Na grande parte dos trabalhos elaborados sobre regra de política fiscal, o superávit primário ou as receitas como proporção do PIB são escolhidos como variáveis dependentes. Já no que se refere às variáveis independentes, em geral, são escolhidos a dívida pública como proporção do PIB, o hiato do produto, a taxa de inflação e os gastos correntes como proporção do PIB, além da própria variável dependente defasada.

É evidente que a forma de especificação da regra de política fiscal está associada ao entendimento existente sobre como o governo provavelmente atua em relação à sua política fiscal. Neste sentido, optamos por seguir a proposta sugerida por Perotti (2008), já que é plenamente aceitável a mesma especificação para o Brasil.

Assim como no processo de estimação da regra de política monetária, foram testados dois modelos com dois estados, com uma defasagem, e um modelo sem mudança markoviana de regime, com uma defasagem. O procedimento de seleção do modelo foi o mesmo adotado na escolha do modelo da regra de política monetária.¹⁹ Deste modo, o modelo escolhido tem uma defasagem e há mudança markoviana de regime tanto nos parâmetros da equação da receita quanto na variância de todas as equações do MS-SBVAR.

TABELA 2
Coefficientes de longo prazo da regra de política fiscal
 (Bandas bayesianas com 68% de probabilidade)

Variáveis	Política fiscal passiva_H+			Política fiscal passiva_H-		
	Estado 1			Estado 2		
	Banda inferior	Mediana	Banda superior	Banda inferior	Mediana	Banda superior
Dados trimestrais: 1999.I a 2017.III Modelo MS-SBVAR com uma defasagem das variáveis						
Despesa (γ_g)	-1,56	0,40	2,51	-1,47	-0,08	0,88
Dívida (γ_b)	-0,54	0,21	0,96	-0,40	0,14	0,58
Hiato (γ_f)	-13,47	4,24	17,09	-16,76	-5,35	0,48
Dados mensais: 2000.12 a 2013.12 (com hiato obtido a partir do PIB real mensal da FGV) Modelo MS-SBVAR com duas defasagens das variáveis						
Despesa (γ_g)	-0,28	0,81	1,92	-1,06	0,58	2,21
Dívida (γ_b)	-0,46	0,17	0,79	-0,70	0,22	1,16
Hiato (γ_f)	-17,88	4,24	18,98	-57,16	-5,49	59,16

Elaboração dos autores.

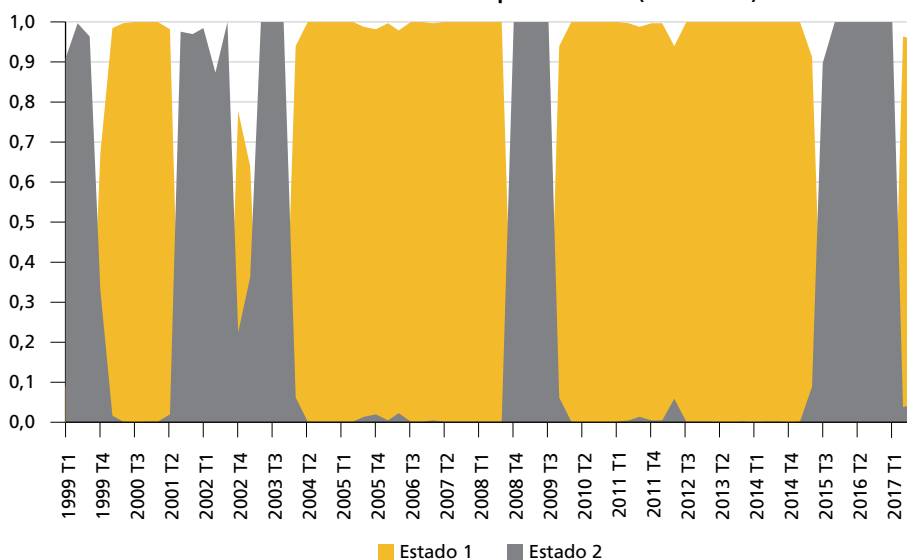
- Obs.: 1. Na calibração do modelo MS-DSGE foram utilizadas as estimativas obtidas com os dados trimestrais, já que não há um dado do PIB mensal real oficial. Os resultados com dados mensais estão sendo reportados para se identificar a robustez das estimativas trimestrais.
2. A mediana e as bandas dos coeficientes de longo prazo foram obtidas a partir de uma amostra contendo 100.000 extrações de seus valores. Estas extrações foram obtidas a partir de 100.000 extrações da distribuição *a posteriori* dos parâmetros do modelo MS-SBVAR.
3. No modelo MS-SBVAR selecionado apenas os parâmetros da regra da política fiscal e as variâncias dos resíduos de todas as equações mudam com o regime.
4. A amostra com os dados mensais para a política fiscal vai até 2013, com o objetivo de excluir o período recente com grande incerteza sobre a política fiscal. Para a amostra trimestral esta exclusão não foi feita, devido ao pequeno tamanho da amostra.
5. As bandas de longo prazo são calculadas numericamente e de forma imprecisa. Nos gráficos A.3 e A.4, no apêndice, são apresentadas as frequências dos valores dos coeficientes de longo prazo no intervalo determinado pela banda de 68%. As medianas e as bandas dos coeficientes desta equação do MS-SBVAR são mais precisas e podem ser encontradas na tabela A.6, no apêndice. O valor da MDD do modelo com parâmetros e variâncias variando, com o regime, é significativamente maior do que o com apenas variâncias alternando-se com o regime (ver tabela A.4, no apêndice).

19. Todos os modelos com seus valores de MDD, descrição completa e respectivos graus de liberdade podem ser vistos no apêndice.

Na tabela 2 podemos observar os coeficientes de longo prazo da regra de política fiscal. Seguindo a classificação proposta por Davig e Leeper (2011), quando o coeficiente da dívida é positivo isso significa que a política fiscal é passiva, ou seja, que o governo atua de modo a elevar as receitas quando há uma elevação da dívida. Já no que se refere à atuação da autoridade fiscal em relação ao nível de atividade, observa-se que o sinal positivo do coeficiente do hiato do produto, na regra de política fiscal, mostra que a política fiscal foi pró-cíclica neste período. Ou seja, em momentos de expansão da atividade econômica o governo aumentou suas receitas como proporção do PIB. O contrário deve ocorrer nos momentos de recessão. O hiato do produto negativo é interpretado como uma política fiscal anticíclica.

GRÁFICO 2

Probabilidades suavizadas dos estados da política fiscal (1999-2017)



Elaboração dos autores.

Segundo os resultados obtidos, a política fiscal foi passiva durante todo o período analisado. E a intensidade da resposta da autoridade fiscal à dívida é similar em ambos os períodos. Sendo assim, optou-se por classificar a política fiscal apenas como passiva. A despeito da resposta similar aos movimentos da dívida, a resposta ao hiato é completamente diferente entre os estados identificados. Neste sentido, a diferenciação da política fiscal será feita com base na resposta da receita ao hiato. Os resultados sugerem que, no estado 1, a política fiscal foi pró-cíclica (PF_H+), enquanto no estado 2 ela foi fortemente anticíclica (PF_H-). Ao analisarmos o gráfico 2, de probabilidade suavizadas de estado da política fiscal, podemos observar que os resultados parecem indicar que, no ano de 1999, a política fiscal foi passiva e anticíclica.

Já nos dois anos seguintes, a política fiscal passa a ser pró-cíclica. O superávit primário do governo central, acumulado em doze meses em percentual do PIB, elevou-se nesse período acompanhando o crescimento do produto. Entre 2001 T3 e 2004 T1, a política fiscal passou a ser, em grande parte, anticíclica. No início da crise econômica, a política fiscal passa a ser anticíclica. Os resultados no período de 2010 T1 a 2014 T4 indicam que a política fiscal tenha sido pró-cíclica. Por fim, o último período datado pelos resultados sugere-nos que a política fiscal tenha voltado a ser anticíclica após 2015 T1.

Pelas matrizes $Zeta1$ e $Zeta2$, a variância dos resíduos da equação 1, equação da receita, no estado 1 é maior do que no estado 2. Ou seja, há uma incerteza maior durante o primeiro estado.

$$Zeta1 = \begin{bmatrix} 1,00 & 0,00 & 0,00 & 0,00 \\ 0,00 & 1,00 & 0,00 & 0,00 \\ 0,00 & 0,00 & 1,00 & 0,00 \\ 0,00 & 0,00 & 0,00 & 1,00 \end{bmatrix}; \quad Zeta2 = \begin{bmatrix} 1,23 & 0,00 & 0,00 & 0,00 \\ 0,00 & 0,16 & 0,00 & 0,00 \\ 0,00 & 0,00 & 0,36 & 0,00 \\ 0,00 & 0,00 & 0,00 & 0,12 \end{bmatrix}.$$

Observando o coeficiente da despesa, a hipótese sobre o comportamento da autoridade fiscal do tipo *pay-as-you-go* é consistente com os nossos resultados no estado 1, mas não no estado 2. Cabe adiantar que não vamos usar os coeficientes da despesa na calibragem do DSGE. Assim como em Davig e Leeper (2011), a despesa no modelo DSGE não entra na regra da política fiscal, pois esta exclusão permite-nos obter o efeito isolado de um choque nos gastos.

Além dos sinais, podemos fazer o mesmo teste que Davig e Leeper (2011) e verificar se, na política fiscal passiva, o valor do coeficiente da dívida, na regra de política fiscal, é superior à taxa de juros real trimestral. A ideia é que uma política fiscal passiva deveria provocar uma elevação das receitas em uma magnitude capaz de superar o acréscimo dos gastos financeiros sobre a dívida. Neste sentido, a taxa de juros real média trimestral é de 1,42%, e os coeficientes em ambos os estados (0,21 e 0,14) são superiores a 0,0142.²⁰

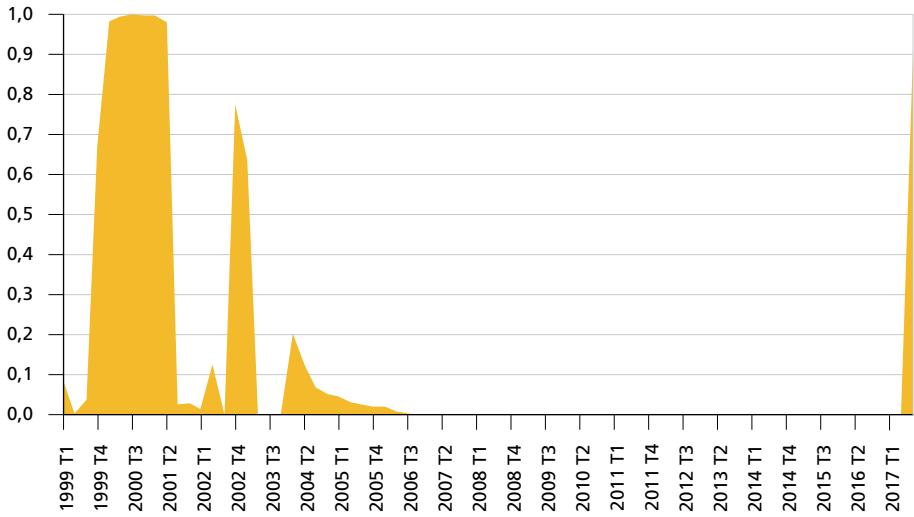
5.2 A datação das diversas combinações dos regimes de política identificados e estimados

Pelos motivos já expostos acredita-se que a análise isolada, tanto da política fiscal quanto da política monetária, não é suficiente para explicar de forma completa os fatos ocorridos na economia. Os gráficos de 3 a 6 reúnem as diversas interações ocorridas entre as políticas monetária e fiscal, levando-se em consideração as probabilidades de estar em determinado regime, em cada instante de tempo.

20. Este valor foi calculado por meio das mesmas séries de Selic e IPCA utilizadas neste trabalho. Para tanto, considerou-se o valor médio do período analisado.

GRÁFICO 3

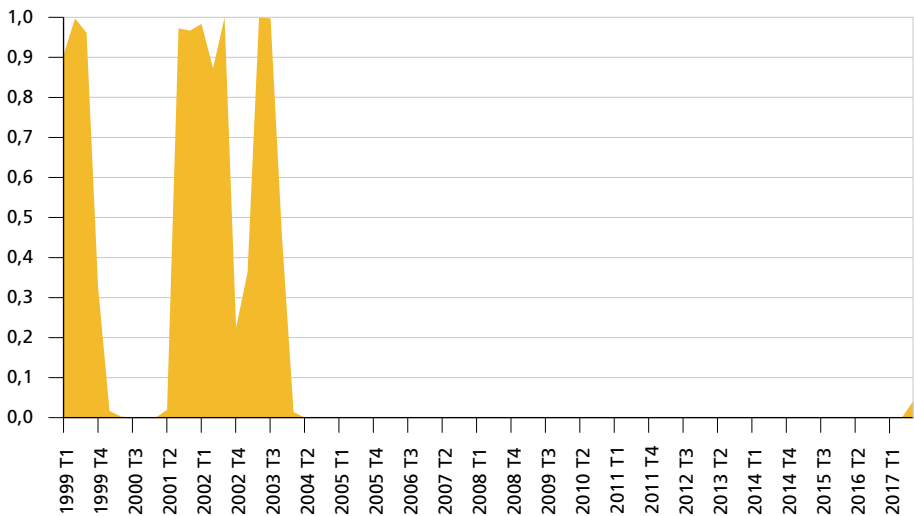
Probabilidades suavizadas de que haja uma combinação de uma política monetária mais ativa com uma política fiscal passiva e pró-cíclica: +AM/PF_H+ (1999-2017)



Elaboração dos autores.

GRÁFICO 4

Probabilidades suavizadas de que haja uma combinação de uma política monetária mais ativa com uma política fiscal passiva e anticíclica: +AM/PF_H- (1999-2017)



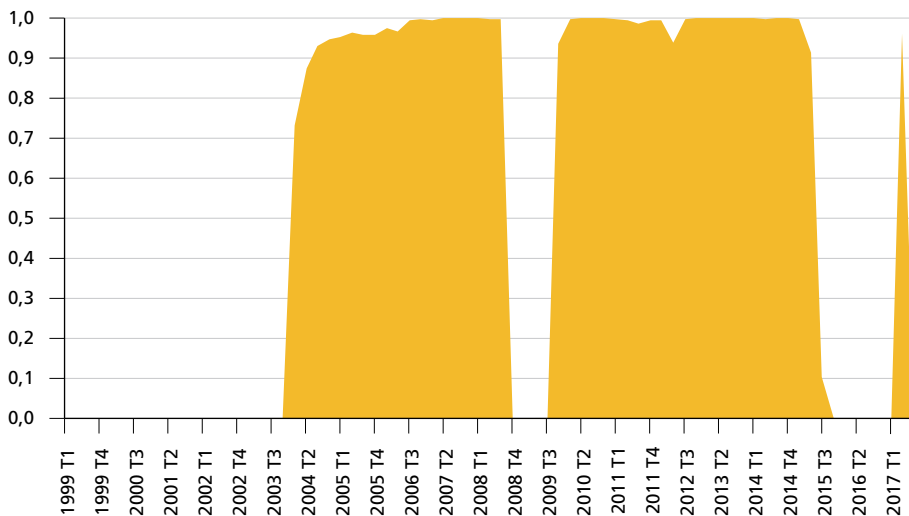
Elaboração dos autores.

O gráfico 3 e 4 mostram a combinação de regimes quando a política monetária foi mais ativa. No primeiro caso, a política monetária mais ativa é acompanhada de uma política fiscal passiva e pró-cíclica. Entre 2000 e 2001 T3, a taxa de inflação atingiu 6%, em média. Comparando com a taxa acumulada em doze meses ao final de 1999, ela ficou 2% abaixo nesse período. Já a taxa de juros nominal reduziu-se de 25% para 16% no mesmo período. Portanto, indicando uma sensibilidade elevada do BCB ao movimento da inflação. Quanto à política fiscal, as receitas parecem acompanhar a taxa de crescimento do produto positivamente. Entre 1999 e meados do ano 2000, a taxa de real de crescimento das receitas atinge 12%, acompanhando o crescimento do PIB real, saindo de negativo, ao final de 1999, para 3,8%, em meados de 2000. A redução no ritmo do crescimento das receitas (redução pela metade) a partir da segunda metade do ano 2000 até 2001 T3 parece em linha com a taxa de crescimento menor do produto neste período.

No segundo caso, gráfico 4, a combinação de regimes prevalecente é a de política monetária mais ativa e fiscal passiva anticíclica. Ou seja, a atuação do BCB permanece como antes de 2001 T3, mas há alteração em relação ao comportamento da política fiscal no que se refere à sensibilidade aos movimentos do produto. De certo modo, há uma redução no ritmo de crescimento das receitas, ao contrário do que ocorre com o ritmo de crescimento do produto na primeira metade do período indicado pelo gráfico.

GRÁFICO 5

Probabilidades suavizadas de que haja uma combinação de uma política monetária menos ativa com uma política fiscal passiva e pró-cíclica: -AM/PF_H+ (1999-2017)



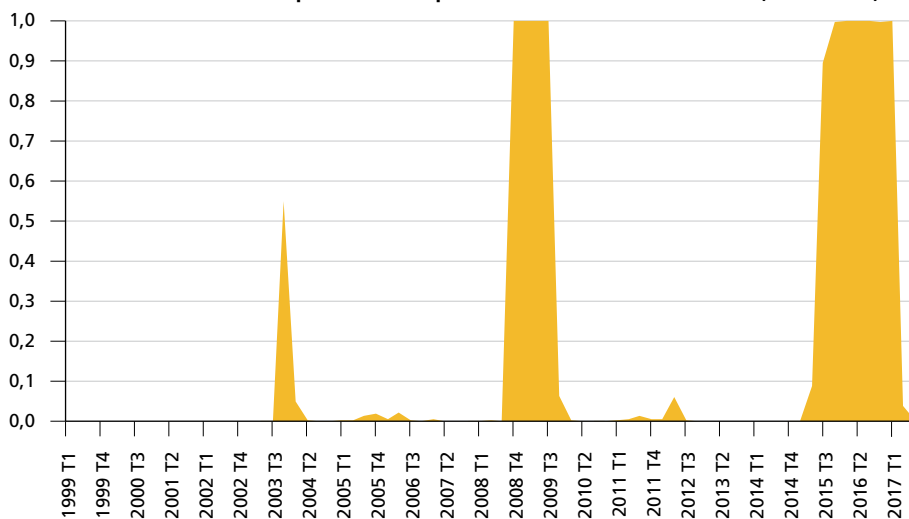
Elaboração dos autores.

O gráfico 5 mostra o período em que vigorou o regime de política monetária menos ativa e de fiscal passiva pró-cíclica. O primeiro período (2004-2008) pode ser separado em dois subperíodos. No primeiro subperíodo (2004-2005) tem-se forte queda da taxa de inflação acumulada em doze meses, saindo de 7,5% para 3%. No segundo subperíodo (2006-2008) tem-se forte elevação da taxa de inflação, que passa de 3% para 6%. A taxa média de crescimento do PIB real, acumulado em doze meses, foi de 4,12 e 4,87 no primeiro e no segundo subperíodos, respectivamente. Por outro lado, a taxa de juros nominal acumulada em doze meses passou de 22% para 19% no primeiro subperíodo, e de 19% para 11% no segundo. Portanto, os resultados parecem explicar bem a postura do BCB nesse período, ou seja, de menor resposta aos movimentos da taxa de inflação.

Já no segundo período, entre 2010 e 2015, a taxa de inflação passou de 4,5% para mais de 10% ao final do período, também captando uma leniência maior do BCB com relação à inflação.

GRÁFICO 6

Probabilidades suavizadas de que haja uma combinação de uma política monetária menos ativa com uma política fiscal passiva e anticíclica: -AM/PF_H- (1999-2017)



Elaboração dos autores.

No que se refere à política fiscal, ela é passiva durante todos os dois períodos e pró-cíclica. De fato, as receitas apresentaram um aumento real de 7,7% e 4%, em média, no primeiro e no segundo períodos, respectivamente. Esse aumento de receitas acompanhou o crescimento médio do PIB real de 4,57% e 2,64%, respectivamente, no primeiro e no segundo períodos. Por fim, cabe ressaltar que

a dívida como proporção do PIB reduz-se drasticamente em ambos os períodos. Ela começa em 33%, no início de 2004, e chega a 23%, ao final de 2008. Já no segundo período, ela passa de 28%, no início de 2010, para 20%, ao final de 2015.

O período coberto pela combinação de um regime de política monetária menos ativa e fiscal anticíclica é apresentado no gráfico 6. Primeiramente, cabe mencionar que houve elevação da dívida/PIB nesses períodos, com destaque para os anos pós-2015, em que a dívida elevou-se rapidamente de 20% para 38% ao final do terceiro trimestre de 2017. Além disso, a taxa média de crescimento do produto foi próxima de zero em 2009 e negativa após 2015.

No modelo DSGE, as probabilidades de ocorrência das diversas combinações de regimes das políticas monetária e fiscal são obtidas da seguinte forma: $P = P^M \otimes P^F$

$$P^M = \begin{bmatrix} 0,9540 & 0,0460 \\ 0,0001 & 0,9999 \end{bmatrix}, \quad P^F = \begin{bmatrix} 0,9208 & 0,0792 \\ 0,2031 & 0,7969 \end{bmatrix},$$

$$P = \begin{bmatrix} 0,8784 & 0,0756 & 0,0424 & 0,0036 \\ 0,1938 & 0,7602 & 0,0093 & 0,0367 \\ 0,0001 & 0,0000 & 0,9207 & 0,0792 \\ 0,0000 & 0,0001 & 0,2031 & 0,7968 \end{bmatrix}.$$

6 A CALIBRAÇÃO DE PARÂMETROS E RESULTADOS EMPÍRICOS OBTIDOS COM O MODELO MS-DSGE

6.1 A calibração

O modelo foi calibrado utilizando os valores apresentados na tabela 3. Para o cálculo da taxa de desconto intertemporal de 0,986 utilizou-se uma taxa de juros real de 5,8% ao ano (a.a.), o que corresponde a 1,42% ao trimestre. A taxa de juros real média foi calculada utilizando o mesmo período considerado na estimação da regra monetária. O percentual de tempo alocado no trabalho foi obtido a partir de média ponderada feita com os dados de horas trabalhadas disponibilizados pelo IBGE em 2014.²¹ A elasticidade da oferta de trabalho em relação ao salário e a elasticidade de substituição intertemporal do consumo seguem Davig e Leeper (2011). Já a elasticidade de juros dos saldos reais segue Ornellas (2011). O *markup* (dos preços sobre o custo marginal) e a parcela de firmas que não podem ajustar seus preços a cada momento estão de acordo com o que geralmente é considerado em trabalhos internacionais. Particularmente, adotamos os valores utilizados por Davig e Leeper (2011). Para a taxa de inflação, em estado estacionário, adotamos a meta anual de 4,5% perseguida pelo BCB. Já o parâmetro δ , que expressa a velocidade da base monetária, segue Vieira e Pereira (2016).

21. Para mais detalhes, ver: <<https://goo.gl/ia675v>>. Acesso em: 10 jul. 2018.

TABELA 3
Descrição dos parâmetros do modelo

Parâmetros calibrados		
β	0,986	Taxa de desconto intertemporal (para 5,8% a.a.)
σ	1	Elasticidade de substituição intertemporal do consumo
η	1	Elasticidade da oferta de trabalho em relação ao salário
κ	2,3	Elasticidade de juros da demanda real por moeda
δ	4,46	Velocidade da base monetária
μ	1,15	<i>Markup</i> das firmas em relação aos preços
ϕ	0,66	Parcela de firmas que não podem alterar preços
Z	1	Parâmetro tecnológico em estado estacionário
χ	0,25	Parcela de tempo alocada em trabalho em estado estacionário
$\bar{\pi}$	0,045	Taxa de inflação em estado estacionário
\bar{B}	0,2878	Razão entre a dívida do governo e o PIB em estado estacionário
\bar{G}	0,1673	Razão entre o gasto do governo e o PIB em estado estacionário
ρ	0,89	Grau de persistência dos gastos do governo
Parâmetros estimados – regra de política monetária		
$\alpha_{\pi 1}$	2,2030	Coefficiente de longo prazo da inflação no regime 1
$\alpha_{\pi 2}$	1,6851	Coefficiente de longo prazo da inflação no regime 2
$\alpha_{y 1}$	0,9106	Coefficiente de longo prazo do hiato do produto no regime 1
$\alpha_{y 2}$	1,1373	Coefficiente de longo prazo do hiato do produto no regime 2
Parâmetros estimados – regra de política fiscal		
$\gamma_{b 1}$	0,2073	Coefficiente de longo prazo da dívida pública no regime 1
$\gamma_{b 2}$	0,1367	Coefficiente de longo prazo da dívida pública no regime 2
$\gamma_{y 1}$	4,2352	Coefficiente de longo prazo do hiato do produto no regime 1
$\gamma_{y 2}$	-5,3526	Coefficiente de longo prazo do hiato do produto no regime 2

Elaboração dos autores.

Assim como em Davig e Leeper (2011), o parâmetro tecnológico foi fixado em um ($Z = 1$), normalizando o nível determinístico do produto para ser igual à unidade no estado estacionário. As firmas produtoras de bens intermediários utilizam uma função de produção com retornos constantes de escala. Por fim, o grau de persistência dos gastos, bem como sua variância, foram obtidos por meio da estimação da equação $\log(G_t) = \log(\bar{G})(1 - \rho) + \rho \log(G_{t-1}) + \varepsilon_t$. Usamos o \log das despesas reais (deflacionadas pelo IPCA a preços de 2017) acumuladas em doze meses. Após retirar a tendência via filtro HP, estimamos esses dois parâmetros, a saber: $\rho = 0,89$ e $\sigma^2 = 0,000955$.

Para obtermos as relações dívida/PIB e despesa/PIB no estado estacionário foram calculadas suas respectivas médias. Cabe lembrar que estas séries são as mesmas utilizadas na estimação da regra de política fiscal. No que tange aos coeficientes de longo prazo (ou multiplicadores de impacto) das regras de políticas fiscal e monetária, estes foram obtidos por meio de 100.000 extrações, da distribuição, *a posteriori*, dos coeficientes de curto prazo de cada equação da regra de política (monetária ou fiscal) do modelo MS-SBVAR. O valor da mediana dos coeficientes de longo prazo, nas 100.000 extrações, foi utilizado como o coeficiente de longo prazo nas equações das regras de política do modelo DSGE. Entretanto, assim como em Davig e Leeper (2011), o coeficiente das despesas do governo, na regra de política fiscal, foi fixado em zero. Isto foi feito para que se pudesse captar melhor o efeito de um choque de gastos do governo. No modelo DSGE os impostos continuam respondendo, porém apenas aos movimentos da dívida e do hiato do produto gerados por alterações nos gastos do governo. Adicionalmente, também não usamos as estimativas dos choques tributário (ε_t^T) e monetário (ε_t^M) obtidos em ambas as regras de política, o que implica que estamos considerando neste trabalho apenas os choques de gastos do governo.

Após a calibragem do DSGE, a solução do modelo foi obtida numericamente. Todos os parâmetros do modelo foram calibrados e não foi feita qualquer estimação de parâmetros. O modelo foi resolvido na sua versão não linear; não houve *log-linearização*. Na solução numérica, para obter o equilíbrio geral dinâmico, foi utilizado o método de mapeamento monotônico, desenvolvido e explicado detalhadamente em Davig e Leeper (2006).

6.2 Os resultados empíricos obtidos com o modelo MS-DSGE

6.2.1 O impacto dinâmico de um estímulo fiscal

Conforme já exposto anteriormente, a política monetária alterna, ao longo do tempo, entre uma política monetária mais ativa (+AM) e uma política monetária menos ativa (-AM), enquanto a política fiscal é passiva durante todo o período analisado. A importante diferença na política fiscal consiste na resposta das receitas ao hiato do produto, sendo pró-cíclica (PF_H+) ou anticíclica (PF_H-). Empiricamente, estamos em uma situação consistente com os pressupostos da teoria da equivalência ricardiana, ou seja, de dominância monetária. O gráfico 7 mostra a função impulso-resposta de um choque de 3,1% (o equivalente a 1 desvio-padrão) nos gastos do governo, condicionada a esses quatro tipos de combinação de regimes de política.

Inicialmente, pode-se ver, no gráfico 7A, que um choque positivo dos gastos do governo aumenta imediatamente o hiato do produto em todos os casos. No entanto, quando a política monetária é mais ativa o hiato aumenta mais.

Isso se deve ao coeficiente do hiato do produto ser menor sob (+AM) do que (-AM). A sensibilidade maior do BC ao hiato na combinação de regimes (+AM/PF_H+) e (+AM/PF_H-) faz com que o hiato possa aumentar mais. A autoridade monetária eleva consideravelmente os juros reais, mesmo quando ela é menos ativa, devido ao coeficiente do hiato neste estado ser maior do que no estado em que ela é mais ativa. No gráfico 7C, verifica-se que há queda da taxa de inflação corrente,²² tanto nos casos em que a política monetária é mais ativa quanto nos casos em que ela é menos ativa. Em ambos os casos isto é resultado do elevado tamanho do coeficiente do hiato do produto²³ na regra de política monetária. Uma explicação razoável para este resultado é que, por conta deste elevado coeficiente, quando o governo aumenta seus gastos há a expectativa por parte dos agentes econômicos de uma elevação da taxa de juros real. Esta forte elevação da taxa de juros real leva à redução da expectativa da taxa de inflação futura que, via expectativas, reduz a taxa de inflação corrente. Para que haja equilíbrio no mercado de trabalho, é necessário que a redução da taxa de inflação corrente ocorra com diminuição do salário nominal de tal forma que haja queda do salário real e, portanto, redução da produtividade marginal do trabalho. Por conseguinte, é provável que haja elevação da contratação de mais trabalhadores (aumento da demanda por trabalho) porque a queda da produtividade marginal é acompanhada de queda dos custos marginais das empresas. Pelo lado da oferta de trabalho, há maior disposição em trabalhar mais por duas vias: *i*) pelo aumento da expectativa futura de maiores pagamentos de impostos devido ao aumento de gastos do governo; e *ii*) pela forte elevação dos juros reais, que provoca substituição de consumo hoje por consumo no futuro. A política monetária ativa determina que a taxa de juros nominal seja conduzida de modo a acompanhar a trajetória da taxa de inflação corrente. No entanto, pudemos ver que o coeficiente do hiato do produto é tão elevado que a alteração nas taxas de juros nominais não acompanha a queda da taxa de inflação integralmente, e, com isso, observa-se uma elevação da taxa de juros real. A resposta da autoridade monetária às variações da atividade econômica “domina” o efeito final dos juros reais de modo que este movimento, inclusive, provoca redução da taxa de inflação corrente. Como nos casos em que a política monetária é menos ativa o hiato é maior, não chega a ser surpreendente que as reduções da inflação sejam maiores nestes casos. O consumo privado também se reduz um pouco mais nas combinações

22. O resultado convencional sugere um aumento da taxa de inflação corrente – ver Davig e Leeper (2011). Em Vereda e Cavalcanti (2011), os autores também obtiveram queda imediata da taxa de inflação como resposta a um choque positivo dos gastos do governo. “Em relação à resposta da inflação, como seria de se esperar, o efeito dos choques tende a ser menor, quanto maior o grau de rigidez nominal na economia. Um ponto interessante diz respeito ao efeito inicial de um choque de gasto público sobre a inflação: para valores baixos de rigidez nominal, o aumento do gasto público causa um aumento imediato da inflação (que, posteriormente, cai em virtude do aumento da taxa de juros), enquanto para valores altos de rigidez a inflação começa a cair imediatamente após o choque” (*op. cit.*).

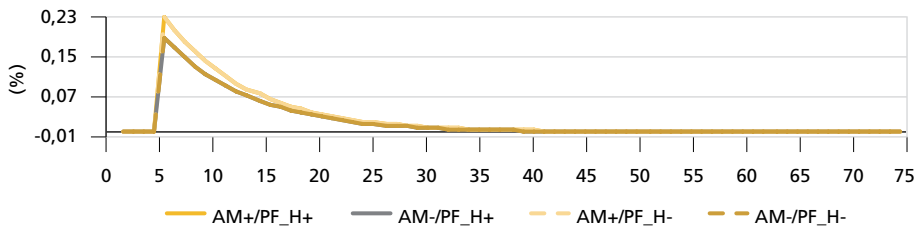
23. Valores dos coeficientes do hiato do produto estão próximos aos estimados por Nunes e Portugal (2009) e Barbosa e Soares (2006). Porém, os trabalhos de Silva e Portugal (2010), Salgado, Garcia e Medeiros (2001) e Minella *et al.* (2003) encontraram valores na faixa [0; 0,5].

de regimes (-AM/PF_H+) e (-AM/PF_H-) do que na combinação de regimes (+AM/PF_H+) e (+AM/PF_H-). Resultados estes em linha tanto com a elevação menor do hiato quanto com a elevação maior dos juros reais.

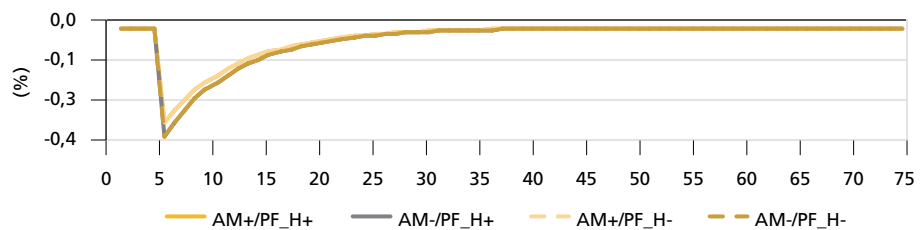
GRÁFICO 7

Função impulso-resposta de um choque de gastos do governo de 3,1%

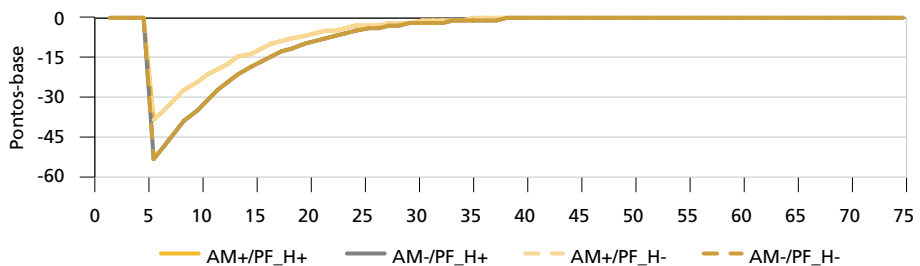
7A – Hiato do produto



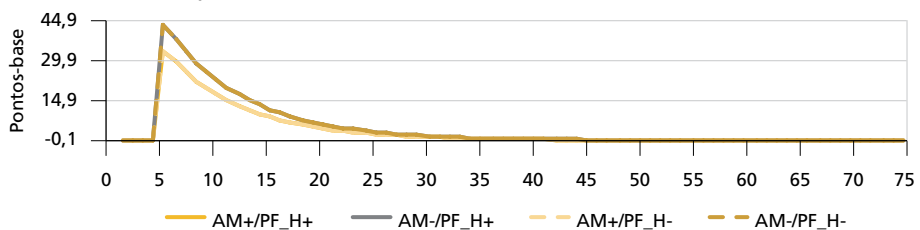
7B – Consumo privado

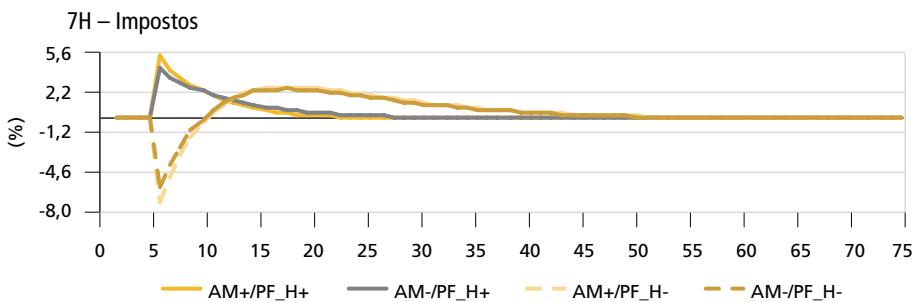
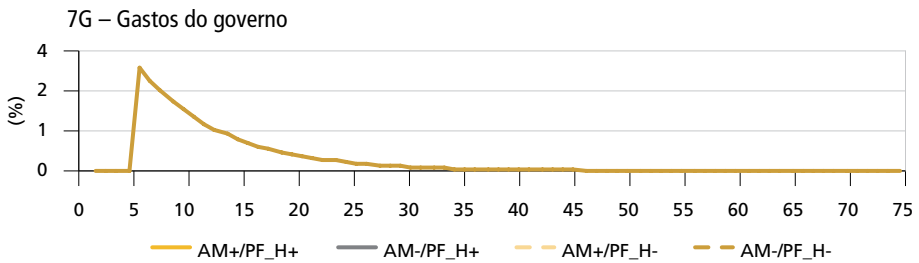
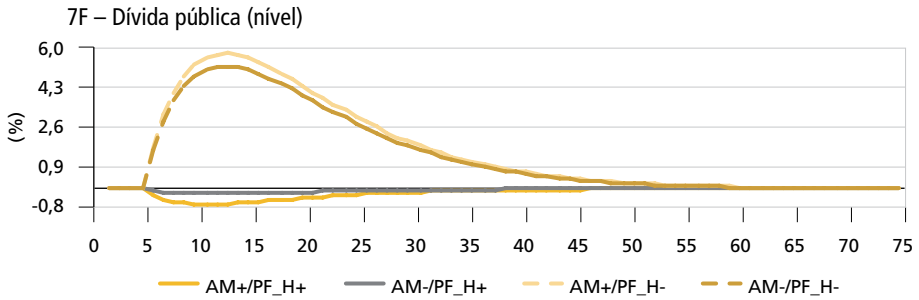
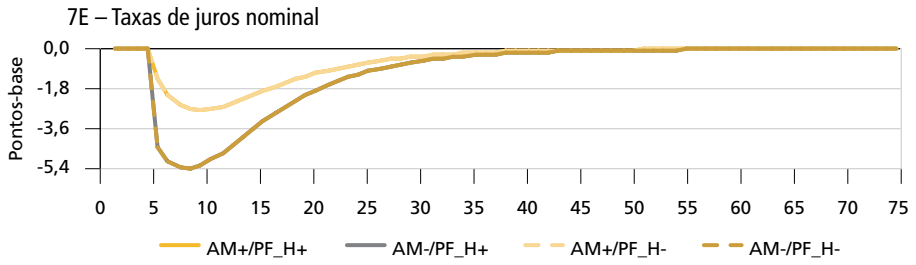


7C – Inflação



7D – Taxas de juros real





Elaboração dos autores.

No que se refere à trajetória da dívida pública, pode-se ver que, nas combinações em que a política fiscal é anticíclica, o aumento da dívida é maior. Isto está em linha com a elevação do hiato que tem como resposta uma redução forte dos impostos. Soma-se a isto, na combinação de regimes (-AM/PF_H-), que os juros reais são mais elevados, fazendo com que o valor da emissão de títulos seja maior. A pergunta a se fazer é: por que então, sob a combinação de regimes (-AM/PF_H+), a dívida não se eleva, já que, assim como no caso (-AM/PF_H-), os juros são mais elevados? Novamente, uma possível explicação está na resposta positiva ao hiato quando a combinação de regimes (-AM/PF_H+) prevalece. A política fiscal pró-cíclica neste caso faz com que as receitas de impostos se elevem, amortecendo o impacto maior final que teriam os juros reais sobre a dívida. Sob este mesmo argumento a combinação de regimes (+AM/PF_H+) apresenta uma redução da dívida, o que não é surpreendente, dado que, nesse caso, a política fiscal responde positivamente ao hiato e os juros reais são menores do que as combinações de regimes com política monetária menos ativa (-AM).

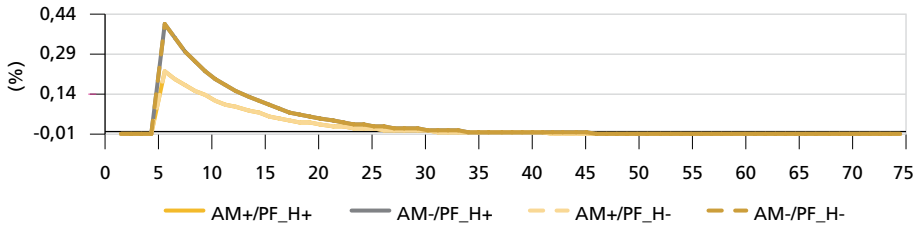
Por fim, como foi mostrado anteriormente, na combinação de regimes (+AM/PF_H-), a política monetária é mais ativa e, sob este estado, o coeficiente do hiato é menor. Com isso, o hiato sobe mais e, dado que a política fiscal responde negativamente ao hiato, os impostos caem drasticamente.

No modelo utilizado, o papel do coeficiente do hiato do produto em ambas as regras é determinante para o resultado da trajetória das taxas de juros reais e dos impostos e, conseqüentemente, da taxa de inflação, do consumo privado e da dívida pública. Uma forma de confirmar que os resultados são bastante afetados pela magnitude do coeficiente do hiato, na regra de política monetária, é fixar este coeficiente em zero no estado 2. Como pode ser observado na tabela 2, não se pode rejeitar que o valor deste coeficiente é igual a zero no estado 2. Ao calibrarmos o modelo DSGE com esta alteração, os resultados alteram-se e isto pode ser observado no gráfico 8.

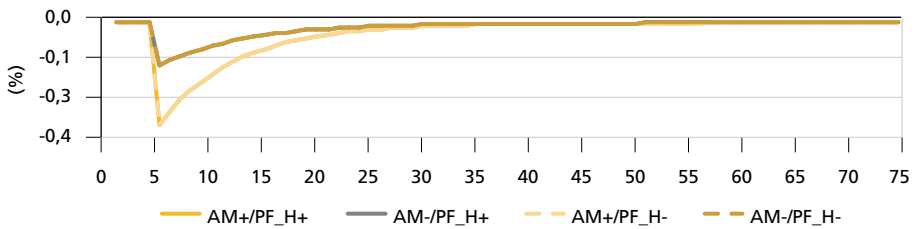
Observa-se, no gráfico 8, que o choque de gastos leva a um aumento muito maior do hiato do produto, e, como esperado, agora há elevação da taxa de inflação corrente acompanhada da elevação dos juros nominais nas combinações de regimes (-AM/PF_H+) e (AM/PF_H-). Confirma-se, portanto, que, como a resposta ao hiato é nula no caso em que (-AM), a penalização da elevação do consumo é muito menor.

GRÁFICO 8

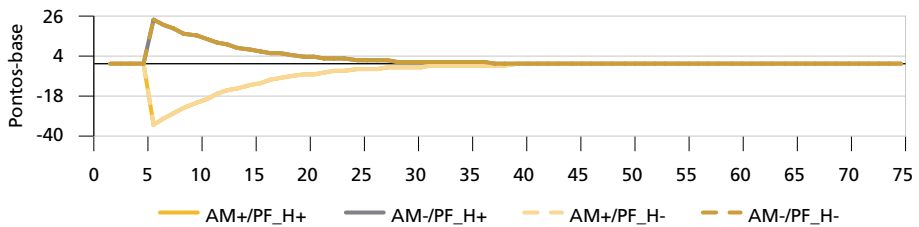
Função impulso-resposta de um choque de gastos do governo de 3,1%: modelo com valor zero no coeficiente do hiato do estado 2 da regra de política monetária
 8A – Hiato do produto



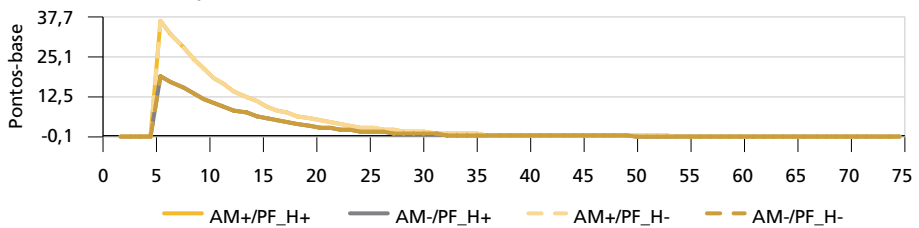
8B – Consumo privado

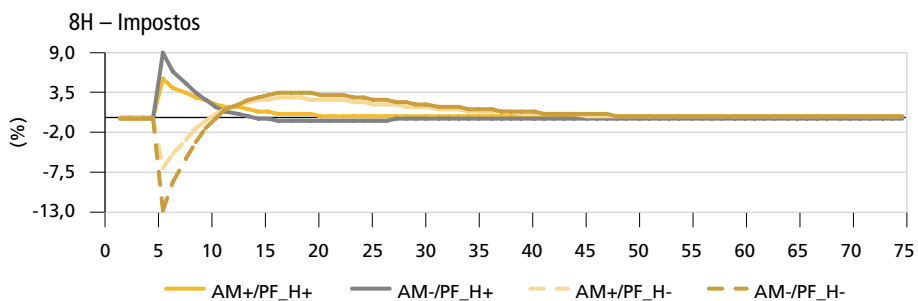
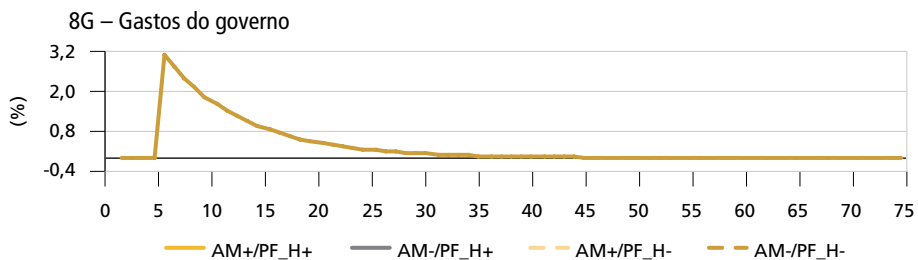
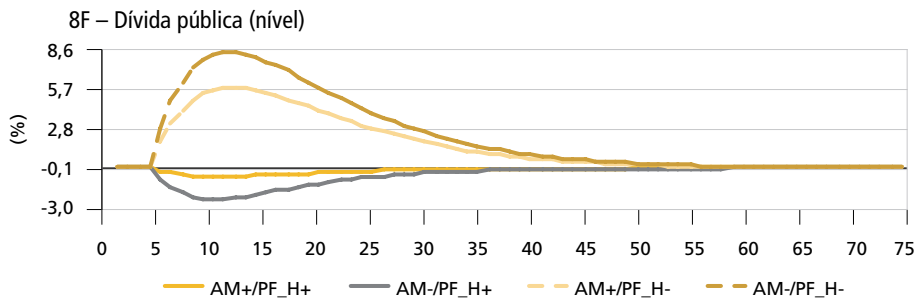
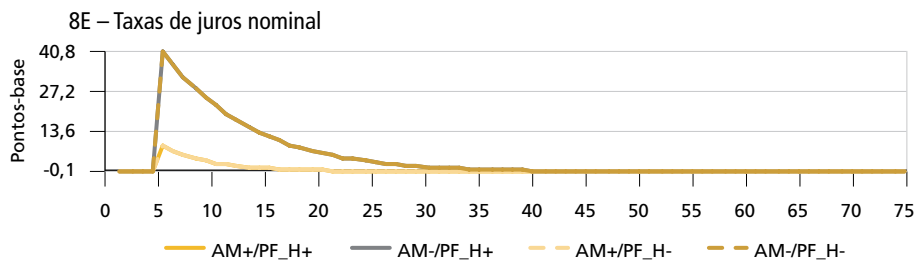


8C – Inflação



8D – Taxas de juros real





Elaboração dos autores.

Os juros reais sobem muito menos que nos casos em que o hiato na monetária não é zero, e, como era de se esperar, a dívida não aumenta. Os impostos aumentam em função da elevação maior do hiato em relação aos outros casos. Comparando os resultados dos gráficos 7 e 8 nos regimes (+AM/PF_H+) e (+AM/PF_H-) há também a reversão da taxa de juros nominal que deixou de acompanhar a taxa de inflação corrente, fazendo com que os juros nominais se elevassem ainda mais.

6.2.2 A análise da dinâmica da dívida

Será apresentada, a seguir, uma análise detalhada da dinâmica da dívida, após um choque de gastos do governo. Para tanto, utilizaremos a equação da restrição orçamentária intertemporal do governo, a saber:

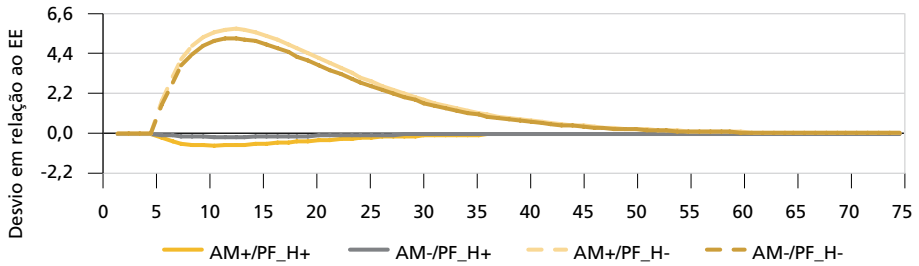
$$\frac{M_{t-1} + (1 + r_{t-1})B_{t-1}}{P_t} = E_t \sum_{T=t}^{\infty} \left[q_{t,T} \left(\tau_T - G_T + \frac{r_T}{1 + r_T} \frac{M_T}{P_T} \right) \right]. \quad (47)$$

Pode-se observar, pela equação (47), que, a cada momento do tempo, a dívida real deve ser igual à soma do valor presente do superávit primário com o valor presente da senhoriagem. Sendo assim, quando isto não ocorre, ou seja, quando o que é ou vai ser arrecadado é menor do que a dívida contraída, Davig e Leeper (2011) argumentam que os agentes econômicos buscam substituir os títulos por consumo. Este aumento da demanda por consumo eleva o nível de preços corrente. Este aumento de preços ocorre até que o equilíbrio é novamente atingido. Podemos decompor a dinâmica da dívida segundo os efeitos de cada um desses ajustamentos. De acordo com Davig e Leeper (*op. cit.*), sob o regime de política monetária ativa e fiscal passiva, quando os gastos do governo aumentam financiados por novas emissões de dívida, isto faz com que a dívida aumente. Este aumento dos gastos do governo reduz o superávit primário corrente do governo. Entretanto, como a política fiscal é passiva, o valor presente do superávit primário aumenta. Isto ocorre porque, sob o regime de política fiscal passiva, a autoridade fiscal eleva os impostos. Porém, como a política monetária é ativa, gerando elevação dos juros reais, para que o valor presente do superávit primário aumente, é necessário que haja um aumento considerável e prolongado do superávit primário corrente.

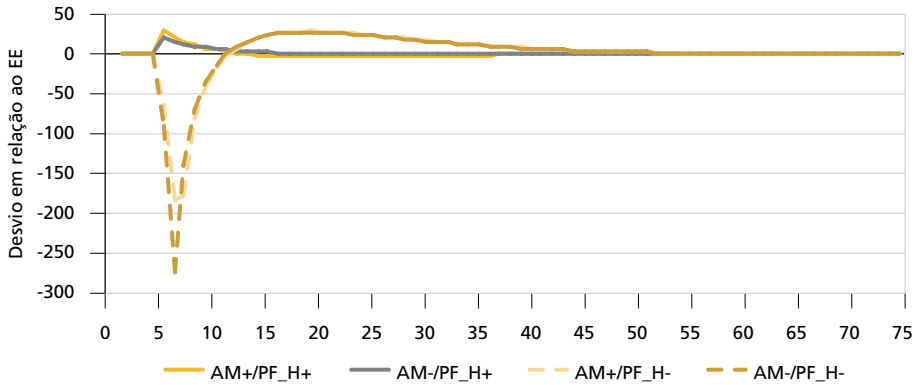
GRÁFICO 9

Função impulso-resposta com choque de gastos do governo de 3,1%: evolução dinâmica da dívida e seus componentes de receita
(Em %)

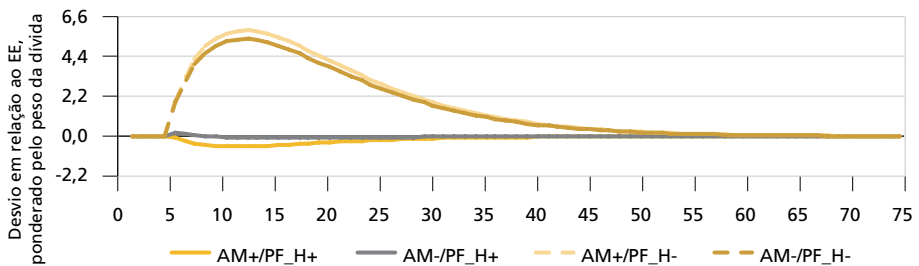
9A – Dívida pública (nível)

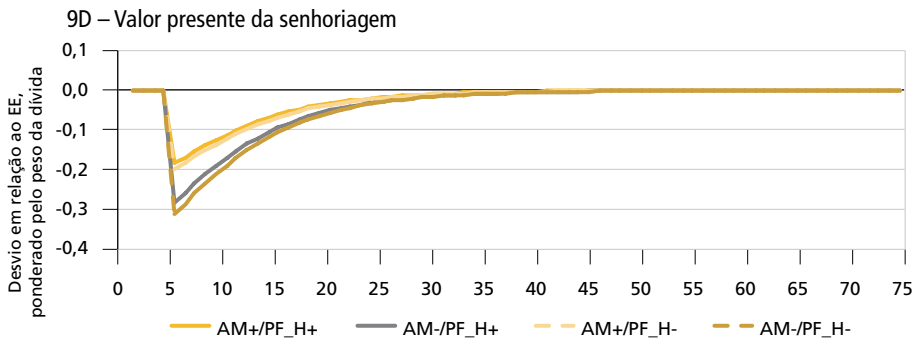


9B – Superávit primário



9C – Valor presente do superávit primário





Elaboração dos autores.

Como pode ser visto pelo gráfico 9, é isto que ocorre quando há um choque positivo dos gastos do governo sob as combinações de regimes (+AM/PF_H-) e (-AM/PF_H-). No gráfico 9A, observa-se o aumento da dívida quando a política fiscal é anticíclica. Vimos que este efeito é maior quando a política monetária é menos ativa, ou seja, aquela que possui valor do coeficiente do hiato maior. Entretanto, sob os regimes (+AM/PF_H+) e (-AM/PF_H+) há redução da dívida como vimos. A ideia subjacente a esta análise é a da importância do papel dos juros no ajustamento da dívida pública via inflação.

No nosso caso empírico, a receita de senhoriagem não está contribuindo em nada para reduzir o valor real da dívida. Na verdade, observa-se, com a queda da inflação, apenas que, sob os regimes em que a política monetária é menos ativa, a senhoriagem é ainda menor. Desse modo, todo o esforço recai sob o superávit primário corrente. Como mencionado anteriormente, devido ao elevado coeficiente negativo nas combinações de regimes (+AM/PF_H-) e (AM/PF_H-), o superávit primário corrente cai brutalmente com a elevação do hiato após o choque de gastos do governo. Como os juros reais são elevados, para o valor presente do superávit aumentar é necessário que o superávit corrente aumente mais e por mais tempo. É exatamente isto que vemos no gráfico 9. O superávit primário cai fortemente em um primeiro momento, com a elevação do hiato com seu impacto negativo sobre as receitas, e depois sobe e mantém-se elevado por um longo período. Já no caso das combinações de regimes pró-cíclicas, verifica-se que as receitas sobem logo como resposta ao aumento do hiato do produto. Cabe destacar que a redução da dívida com juros elevados torna o valor presente do superávit primário negativo no caso (+AM/PF_H+).

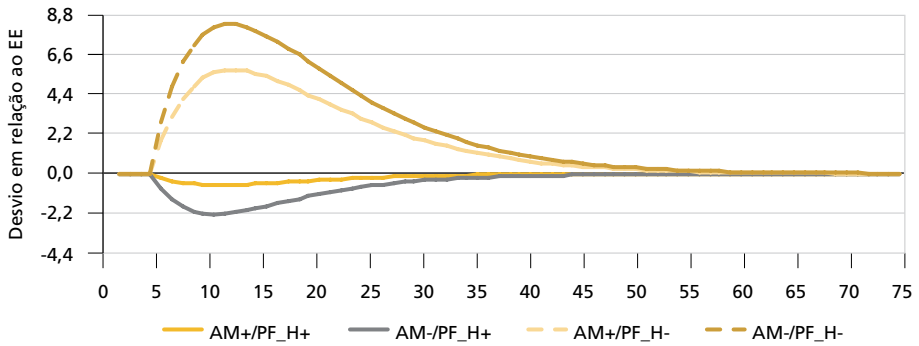
Foi feito o exercício calibrando em zero o valor do coeficiente do hiato do produto na regra de política monetária do estado 2, para analisar a dinâmica da dívida. A diferença que logo se apresenta é a contribuição da senhoriagem para a redução da dívida. Agora este mecanismo contribuiu para o financiamento da

dívida devido à elevação da inflação observada no gráfico 8, resultado este mais comum na literatura.

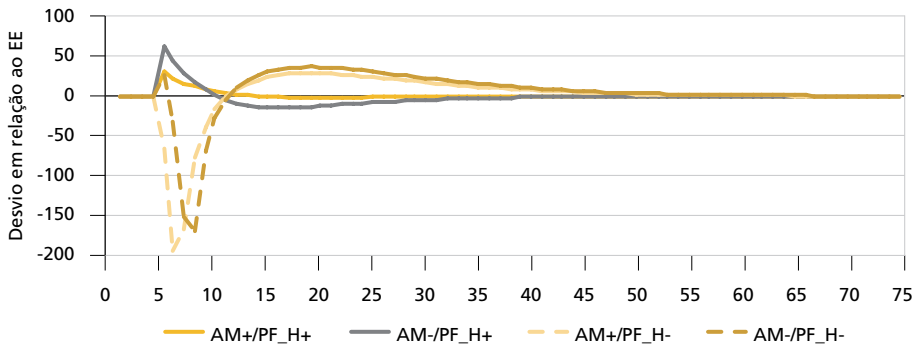
GRÁFICO 10

Função impulso-resposta com choque de gastos do governo de 3,1%: evolução dinâmica da dívida e seus componentes de receita – modelo com valor zero no coeficiente do hiato do estado 2 da regra de política monetária (Em %)

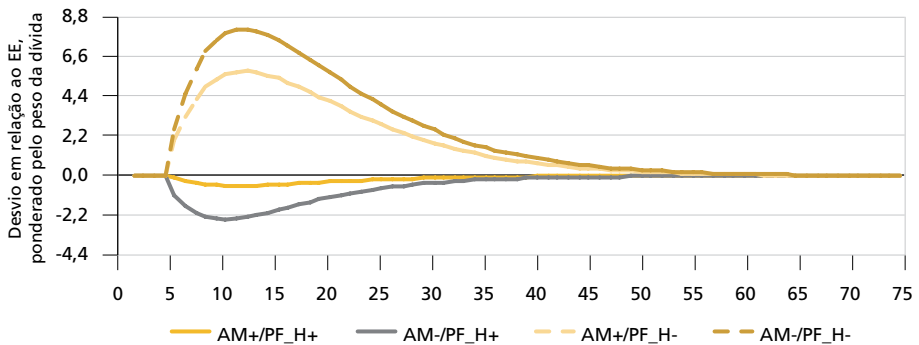
10A – Dívida pública (nível)

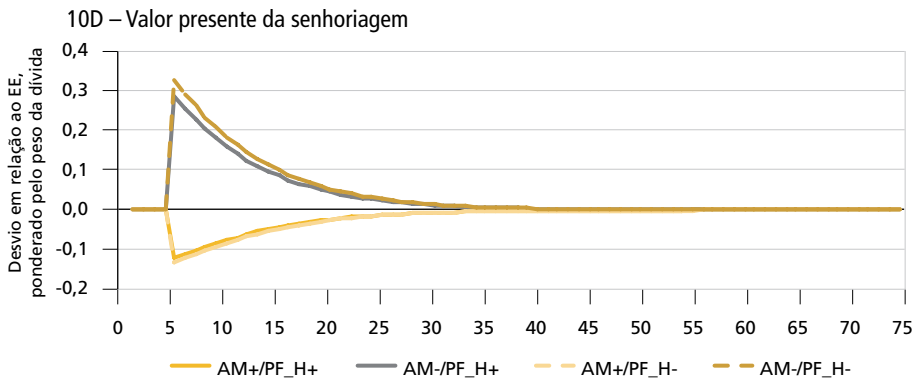


10B – Superávit primário



10C – Valor presente do superávit primário





Elaboração dos autores.

Por fim, é importante destacar que o tipo de estado no qual a política monetária se encontra (mais ativa ou menos ativa), e, mais fundamentalmente, qual a posição da autoridade fiscal diante do hiato, é relevante para a trajetória do superávit primário e das taxas de juros reais. Como pôde ser visto, isto é fundamental para a determinação da dinâmica da dívida e de seu financiamento.

6.2.3 Os multiplicadores dos gastos do governo

O multiplicador de gastos do governo pode ser definido como um aumento no produto, k períodos à frente gerado no período t . Esta definição segue Blanchard e Perotti (2002). Entretanto, conforme apontado por Mountford e Uhlig (2009) e seguido por Davig e Leeper (2011), esta definição deixa de levar em consideração importantes questões. Em primeiro lugar, como apontam os autores, o cálculo feito por meio de $\Delta Y_{t+k}/\Delta G_t$ pode estar viesado. Este viés decorreria do fato de que esta operação não leva em conta como os agentes esperam que os gastos futuros vão impactar ΔY_{t+k} . Isto é extremamente importante, pois, como apontam Davig e Leeper (2011), se os gastos do governo são serialmente correlacionados, então alterações nos gastos do governo podem fornecer algum tipo de indicativo sobre a trajetória futura dos gastos do governo. Em segundo lugar, esta medida não possui nenhum fator de desconto intertemporal. Ou seja, um aumento do produto no futuro tem a mesma importância e o mesmo impacto caso o aumento do produto gerado por um aumento de gastos do governo ocorresse hoje. Portanto, seguindo o alerta dos autores, a introdução de um fator de desconto na medida destes impactos sobre o valor presente é extremamente importante para a análise de política econômica. A equação (48) mostra como calcular o valor presente do multiplicador dos gastos do governo, ou seja, o aumento do valor presente do produto ao longo dos próximos k períodos.

$$\text{Valor presente do multiplicador } (k) = \frac{E_t \sum_{j=0}^k \prod_{i=0}^j (1 + r_{t+i})^{-j} \Delta Y_{t+k}}{E_t \sum_{j=0}^k \prod_{i=0}^j (1 + r_{t+i})^{-j} \Delta G_{t+k}}. \quad (47)$$

São apresentados, na tabela 4, os valores dos multiplicadores dos gastos do governo sobre o produto e sob os quatro tipos de combinações de regimes considerados neste trabalho. Em geral, nos quatro casos o multiplicador de gastos é menor do que a unidade. O multiplicador é negativo se considerarmos apenas o seu efeito sobre o consumo privado. Como apresentado anteriormente, este resultado decorre do aumento da taxa de juros real que leva à redução do consumo privado. Sob os regimes (+AM/PF_H+) e (+AM/PF_H-), no longo prazo, o aumento de R\$ 1 no valor presente do gasto do governo aumenta o produto em R\$ 0,46. Portanto, o impacto no consumo é de R\$ -0,54. Já sob os regimes (-AM/PF_H+) e (-AM/PF_H-), no longo prazo, o impacto sobre o produto e sobre o consumo é de 0,38 e -0,62, respectivamente. Deste modo, o impacto negativo no consumo é maior no caso em que a política monetária é menos ativa, e isto, como já foi argumentado, está relacionado ao elevado coeficiente do hiato.

É importante mencionar que os autores Castelo-Branco, Lima e Paula (2017), em trabalho recente, por meio da metodologia MS-SBVAR, calcularam diversas medidas de multiplicadores gastos do governo, entre elas a do valor presente do multiplicador de gasto cumulativo, sendo este o que mais se aproxima da definição aqui utilizada. Para tanto, encontraram o valor da mediana em torno de 0,4 para o melhor modelo escolhido. Portanto, muito próximo aos valores obtidos neste trabalho.

TABELA 4

Valor presente dos multiplicadores de gastos do governo condicionado ao tipo de combinação de regime de política monetária e fiscal

Regime	5 trimestres	10 trimestres	25 trimestres	∞
AM ⁺ / PF ⁺⁺	0,447	0,454	0,459	0,460
AM ⁺ / PF ⁺⁻	0,447	0,454	0,459	0,460
AM ⁻ / PF ⁺⁺	0,367	0,374	0,379	0,380
AM ⁻ / PF ⁺⁻	0,367	0,374	0,379	0,380

Elaboração dos autores.

Aqui também avaliamos o caso em que o valor do coeficiente do hiato é zero na regra de política monetária menos ativa, e vemos, pela tabela 5, que o impacto sobre o produto de um choque de gastos eleva consideravelmente o efeito do multiplicador (0,76). Deste modo, o coeficiente elevado do hiato do produto também possui um efeito importante na mensuração dos multiplicadores de gastos do governo.

TABELA 5

Valor presente dos multiplicadores de gastos do governo condicionado ao tipo de combinação de regime de política monetária e fiscal: modelo com valor de hiato zero na política monetária do estado 2

Regime	5 trimestres	10 trimestres	25 trimestres	∞
AM ⁺ / PF ⁺⁺	0,444	0,450	0,455	0,456
AM ⁺ / PF ⁺⁻	0,444	0,450	0,455	0,456
AM ⁻ / PF ⁺⁺	0,761	0,758	0,756	0,756
AM ⁻ / PF ⁺⁻	0,761	0,758	0,756	0,756

Elaboração dos autores.

A tabela 6 mostra o impacto deste choque positivo de 3,1% dos gastos do governo sobre o nível de preços. Como pode ser visto, o efeito deste choque sobre o nível de preços é maior quando a política monetária é menos ativa (-1,15) do que quando ela é mais ativa (-0,82). Quanto maior o multiplicador dos gastos do governo sobre o produto, maior será seu impacto sobre o nível de preços. Como vimos, o efeito sobre o produto é maior quando a política monetária é mais ativa. A redução da inflação é menor neste caso.

TABELA 6

Efeito do impacto de um choque de 3,1% de gastos do governo sobre o nível de preços condicionado ao tipo de combinação de regime de política monetária e fiscal

Regime	5 trimestres	10 trimestres	25 trimestres
AM ⁺ / PF ^{H+}	-0,39198	-0,61028	-0,82163
AM ⁺ / PF ^{H-}	-0,39198	-0,61028	-0,82163
AM ⁻ / PF ^{H+}	-0,54550	-0,85323	-1,15380
AM ⁻ / PF ^{H-}	-0,54550	-0,85323	-1,15380

Elaboração dos autores.

É evidente que, quando consideramos a simulação com o coeficiente do hiato igual a zero, obtivemos um efeito sobre o nível de preços positivo, indicando que elevação de gastos aumenta, por sua vez, a inflação. Pode-se observar, pela tabela 7, que, em 25 trimestres, esse impacto é de 0,50.

TABELA 7

Efeito do impacto de um choque de 3,1% de gastos do governo sobre o nível de preços condicionado ao tipo de combinação de regime de política monetária e fiscal: modelo com valor de hiato zero na política monetária do estado 2

Regime	5 trimestres	10 trimestres	25 trimestres
AM ⁺ / PF ^{H+}	-0,34314	-0,53391	-0,71836
AM ⁺ / PF ^{H-}	-0,34314	-0,53391	-0,71836
AM ⁻ / PF ^{H+}	0,24253	0,37475	0,50102
AM ⁻ / PF ^{H-}	0,24253	0,37475	0,50102

Elaboração dos autores.

7 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho estimou o impacto dinâmico de um estímulo fiscal sobre o consumo privado, hiato do produto, taxas de juros nominal e real, levando em consideração a alternância dos regimes das políticas monetária e fiscal. Para tanto, foi estimada uma função de reação da política monetária utilizando um modelo com mudança markoviana de regime (*Markov-switching*) – MS-SBVAR –, no qual tanto os parâmetros da primeira equação quanto as variâncias de todas as equações do VAR são permitidos variar.

De acordo com os nossos resultados, a política monetária foi ativa durante todo o período analisado. A diferença entre os estados estimados para a política monetária é que ela teria sido mais ativa (+AM) em determinados períodos e menos ativa (-AM) em outros. Quanto à função de reação fiscal, também foram identificados dois estados. Entretanto, os coeficientes da dívida entre os estados não são significativamente diferentes. Por outro lado, há fundamental diferença quanto à sensibilidade das receitas ao hiato do produto. Deste modo, optou-se por classificar a política fiscal como passiva pró-cíclica (PF_{H+}) e anticíclica (PF_{H-}) nos estados 1 e 2, respectivamente.

Os parâmetros estimados para as regras das políticas fiscal e monetária foram utilizados, em conjunto com uma série de outras informações adicionais, para calibrar um modelo de equilíbrio geral estocástico dinâmico (DSGE) com rigidez nominal de preços, com empresas atuando em mercado de concorrência monopolística e formação de preços modelada, como em Calvo (1983).

Verificou-se que um aumento de gastos do governo leva a um aumento do hiato do produto, a uma redução do consumo privado e a um aumento das taxas de juros reais. Isto acontece tanto para o caso em que a política monetária era mais ativa quanto para o caso em que ela era menos ativa. Além disso, devido ao elevado coeficiente do hiato do produto, a elevação dos juros reais aumentou de tal forma que provocou, via expectativas, uma queda na taxa de inflação corrente em todas as combinações de regimes. A diferença no impacto de um estímulo fiscal encontrado para os quatro estados decorre do valor do coeficiente do hiato em ambas as regras. Ou seja, nos casos (+AM/PF_H+) e (+AM/PF_H-), o hiato do produto e as taxas de juros aumentam mais, e a taxa de inflação, dos juros nominais e do consumo privado reduzem-se mais do que nos casos (-AM/PF_H+) e (-AM/PF_H-).

Quanto à dinâmica da dívida, o aumento de gastos do governo leva a um aumento da dívida, com redução do superávit primário nos casos em que (+AM/PF_H-) e (-AM/PF_H-), resultado este devido ao elevado coeficiente negativo do hiato na regra de política fiscal destes regimes. Já sob (+AM/PF_H+) e (-AM/PF_H+), há redução da dívida com elevação do superávit primário, resultado este em função da forte política fiscal pró-cíclica prevalecente nestes regimes.

Em termos quantitativos, estimou-se um multiplicador dos gastos do governo sobre o produto maior quando a política monetária foi mais ativa. Sob a combinação de regimes com este estado, um choque de R\$ 1 nos gastos do governo leva a um aumento de R\$ 0,46 no valor presente das alterações futuras do hiato do produto. Já um choque dos gastos da mesma magnitude, quando a política monetária é menos ativa, leva a um aumento no valor presente do hiato do produto de R\$ 0,38. Há uma redução do consumo privado de R\$ 0,54 e R\$ 0,62 nos regimes com política monetária mais e menos ativa, respectivamente. O impacto sobre o nível de preços (redução da inflação) é maior quando a política monetária é menos ativa.

Por fim, conclui-se que, sob as combinações de regimes das políticas monetária e fiscal detectadas empiricamente para o Brasil no período analisado, o elevado coeficiente do hiato do produto na regra de políticas monetária e fiscal alterou substancialmente os resultados em relação aos encontrados para os Estados Unidos (Davig e Leeper, 2011). A elevada sensibilidade em relação às alterações no nível de atividade provoca uma forte atuação do BCB em resposta aos movimentos no hiato do produto. Nota-se também a elevada sensibilidade das receitas de impostos ao hiato do produto, explicitando, possivelmente, a forte dependência das receitas

do governo ao nível de atividade. Entretanto, não analisamos, neste trabalho, se essa elevada sensibilidade é consistente com uma regra de políticas monetária e fiscal ótima.

REFERÊNCIAS

AIYAGARI, R.; CHRISTIANO, L.; EICHENBAUM, M. Output, employment and interest rate effects of government consumption. **Journal of Monetary Economics**, n. 30, p. 73-86, 1990.

ALESINA, A. *et al.* **Fiscal policy, profits, and investment**. Boston: Boston College, 1999.

BAELE, L. *et al.* Macroeconomic regimes. **Journal of Monetary Economics**, v. 70, p. 51-71, 2015.

BARBOSA, F. H.; SOARES, J. J. S. Regra de Taylor no Brasil: 1999-2005. *In: ENCONTRO NACIONAL DE ECONOMIA*, 34., 2006, Salvador. **Anais...** Salvador: Anpec, 2006.

BARRO, R. J.; KING, R. G. Time-separable preferences and intertemporal-substitution models of business cycles. **Quarterly Journal of Economics**, v. 99, n. 4, p. 817-839, 1984.

BAXTER, M.; KING, R. Fiscal policy in general equilibrium. **American Economic Review**, v. 83, p. 315-334, 1993.

BIANCHI, F. Regime switches, agents' beliefs, and post-World War II US macroeconomic dynamics. **Review of Economic Studies**, v. 80, n. 2, p. 463-490, 2013.

BILBIIE, F. O. Nonseparable preferences, frisch labor supply, and the consumption multiplier of government spending: one solution to a fiscal policy puzzle. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 43, n. 1, p. 221-251, 2011.

BLANCHARD, O.; PEROTTI, R. An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output. **Quarterly Journal of Economics**, v. 117, n. 4, p. 1329-1368, 2002.

CALVO, G. Staggered prices in a utility maximizing model. **Journal of Monetary Economics**, Massachussets, v. 12, n. 3, p. 383-398, 1983.

CASTELO-BRANCO, M. A.; LIMA, E. C. R.; PAULA, L. F. R. Mudanças de regime e multiplicadores fiscais no Brasil em 1999-2012: uma avaliação empírica com uso da metodologia MS-SBVAR. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v. 47, n. 2, p. 7-62, 2017.

CHOI, J.; HUR, J. An examination of macroeconomic fluctuations in Korea exploiting a Markov-switching DSGE approach. **Economic Modelling**, v. 51, p. 183-199, 2015.

CLARIDA, R.; GALÍ, J.; GERTLER, M. Monetary policy rule and macroeconomic stability: evidence and some theory. **Quarterly Journal of Economics**, v. 1, p. 147-180, 2000.

DAVIG, T.; LEEPER, E. M. Fluctuating macro policies and the fiscal theory. *In*: ACEMOGLU, D.; ROGOFF, K.; WOODFORD, M. (Eds.). **NBER Macroeconomic Annual 2006**. Cambridge: The MIT Press, 2006.

_____; _____. Monetary-fiscal policy interactions and fiscal stimulus. **European Economic Review**, v. 55, p. 211-227, 2011.

DIXIT, A. K.; STIGLITZ, J. E. Monopolistic competition and optimum product diversity. **American Economic Review**, v. 67, n. 3, p. 297-308, 1977.

EDELBERG, W.; EINCHENBAUM, M. S.; FISHER, J. D. M. Understanding the effects of a shock to government purchases. **Review of Economic Dynamics**, v. 2, n. 1, p. 166-206, 1999.

FARMER, R. E. A.; ZHA, T.; WAGGONER, D. **Understanding Markov switching rational expectations models**. New York: NBER, 2009. (NBER Working Paper, n. 14710).

_____; _____. Minimal state variable solutions to Markov-switching rational expectations models. **Journal of Economic Dynamics & Control**, v. 35, p. 2150-2166, 2011.

FATÁS, A.; MIHOV, I. Government size and automatic stabilizers: international and intranational evidence. **Journal of International Economics**, v. 55, n. 1, p. 3-28, 2001.

FERNÁNDEZ-VILLVERDE, J. *et al.* **Fortune or virtue: time-variant volatilities versus parameter drifting in US data**. New York: NBER, 2010. (NBER Working Paper, n. 15928).

FOERSTER, A. *et al.* **Perturbation methods for Markov-switching models**. New York: NBER, 2014. (NBER Working Paper, n. 20390).

GALÍ, J.; LÓPEZ-SALIDO, D.; VALLÉS, J. Understanding the effects of government spending on consumption. **Journal of the European Economic Association**, v. 5, p. 227-270, 2007.

GONÇALVES, C. C. S.; PORTUGAL, M. S.; ARÁGON, E. K. S. B. Assessing Brazilian macroeconomic dynamics using a Markov-switching DSGE model. **Economia**, v. 17, n. 1, p. 23-42, 2016.

HALL, R. E. **Labor supply and aggregate fluctuations**. New York: NBER, 1979. (NBER Working Paper, n. 385).

HODRICK, R.; PRESCOTT, E. P. Postwar business cycles: an empirical investigation. **Journal of Money, Credit, and Banking**, v. 29, p. 1-16, 1997.

IBOSHI, H. Monetary policy regime shifts under the zero lower bound: an application of a stochastic rational expectations equilibrium to a Markov switching DSGE model. **Economic Modelling**, v. 52, part A, p. 186-205, 2016.

KIM, S. Structural shocks and the fiscal theory of the price level in the sticky price model. **Macroeconomic Dynamics**, v. 7, n. 5, p. 759-782, 2003.

LIU, P.; MUMTAZ, H. **Evolving macroeconomic dynamics in a small open economy**: an estimated Markov-switching DSGE model for the United Kingdom. London: Bank of England, 2010. (Bank of England Working Paper, n. 397).

LIU, Z.; WAGGONER, D. F.; ZHA, T. Sources of macroeconomic fluctuations: a regime-switching DSGE approach. **Quantitative Economics**, v. 2, n. 2, p. 251-301, 2011.

MAIH, J. **Efficient perturbation methods for solving regime-switching DSGE models**. Oslo: Norges Bank, 2015.

MARODIN, F. A.; PORTUGAL, M. S. Exchange rate pass-through in Brazil: a Markov switching DSGE estimation for the inflation targeting period (2000-2015). *In*: ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA, 38., 2016, Foz do Iguaçu. **Anais...** Foz do Iguaçu: SBE, 2016.

MENG, X. L.; WONG W. H. Simulating ratios of normalizing constants via a simple identity: a theoretical exploration. **Statistica Sinica**, v. 6, p. 831-860, 1996.

MINELLA, A. *et al.* Inflation targeting in Brazil: lessons and challenges. *In*: BANK OF INTERNATIONAL SETTLEMENTS (Ed.). **Monetary policy in a changing environment**. Basileia: Bank of International Settlements, 2003. v. 19, p. 106-133.

MONACELLI, T.; PEROTTI, R. **Fiscal policy, wealth effects, and mark-ups**. New York: NBER, 2008. (NBER Working Paper, n. 14584).

MOUNTFORD, A.; UHLIG, H. What are the effects of fiscal policy shocks? **Journal of Applied Econometrics**, v. 24, p. 6, n. 960-992, 2009.

NUNES, A.; PORTUGAL, M. **Políticas fiscal e monetária ativas e passivas: uma análise para o Brasil pós-metas de inflação**. Rio de Janeiro: Anpec, 2009.

ORNELLAS, R. S. **Interação entre as autoridades fiscal e monetária no Brasil**. 2011. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2011.

PEROTTI, R. In search of the transmission mechanism of fiscal policy. **NBER Macroeconomics Annual**, v. 22, p. 169-226, 2008.

- RAMEY, V. A. Can government purchases stimulate the economy? **Journal of Economic Literature**, v. 49, p. 673-685, 2011.
- RAVN, M. O.; SCHMITT-GROHE, S.; URIBE, M. **Explaining the effects of government spending shocks on consumption and the real exchange rate**. New York: NBER, 2007. (NBER Working Paper, n. 13328).
- ROGOFF, K. The optimal degree of commitment to an intermediate monetary target. **Quarterly Journal of Economics**, v. 100, n. 4, p. 1169-1190, 1985.
- ROTEMBERG, J. J.; WOODFORD, M. Oligopolistic pricing and the effects of aggregate demand on economic activity. **The Journal of Political Economy**, v. 100, p. 1153-1207, 1992.
- SALGADO, M. J. S.; GARCIA, M. G. P.; MEDEIROS, M. C. **Monetary policy during Brazil's Real Plan**. Rio de Janeiro: PUC-RJ, 2001. (Working Paper, n. 444).
- SILVA, F. S.; PORTUGAL, M. O impacto de choques fiscais na economia brasileira: uma abordagem DSGE. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE ECONOMETRIA, 32., 2010, Salvador. **Anais...** Salvador: SBE, 2010.
- SIMS, C. A.; WAGGONER, D. F.; ZHA, T. Methods for inference in large multiple-equation Markov-switching models. **Journal of Econometrics**, v. 146, p. 255-274, 2008.
- SIMS, C. A.; ZHA, T. Bayesian methods for dynamic multivariate models. **International Economic Review**, v. 39, p. 949-968, 1998.
- _____; _____. Were there regime switches in US monetary policy? **American Economic Review**, v. 91, n. 1, p. 54-81, 2006.
- SVENSSON, L. E. O. **Inflation targeting as monetary policy rule**. New York: NBER, 1999. (NBER Working Paper, n. 6790).
- TAYLOR, J. B.; WILLIAMS, J. C. **Simple and robust rules for monetary policy**. New York: NBER, 2010. (NBER Working Paper, n. 15908).
- VEREDA, L.; CAVALCANTI, M. A. F. H. **Propriedades dinâmicas de um modelo DSGE com parametrizações alternativas para o Brasil**. Rio de Janeiro: Ipea, 2011. (Texto pra Discussão, n. 1588).
- VIEIRA, H. P.; PEREIRA, P. V. **Velocidade da moeda e ciclos econômicos no Brasil, 1900-2016**. São Paulo: Insper, 2016. (Insper Working Paper, n. 370).
- WAGGONER, D. F.; ZHA, T. A Gibbs sampler for structural vector autoregressions. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 28, p. 349-366, 2003.
- WALSH, C. E. **Monetary theory and policy**. Massachusetts: The MIT Press, 1997.
- WOODFORD, M. **Interest and prices: foundations of theory of monetary policy**. Princeton: Princeton University Press, 2003.

APÊNDICE

TABELA A.1

Critério de seleção de ordem das defasagens do VAR – política monetária

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
1	771.0225	NA	5.13e-14	-22.08761	-21.7962	-21.972
2	793.2183	40.53150*	3.50e-14*	-22.47010*	-21.88729*	-22.23888*
3	798.5842	9.332096	3.91e-14	-22.36476	-21.49055	-22.01793
4	806.9301	13.78887	4.00e-14	-22.3458	-21.18018	-21.88336
5	812.4008	8.562723	4.48e-14	-22.2435	-20.78647	-21.66545
6	819.5100	10.50931	4.81e-14	-22.1887	-20.44026	-21.49503

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. * Indica a defasagem segundo o critério de seleção.

2. Variáveis endógenas: Selic, IPCA e hiato.

3. Período amostral: 1999 T1-2017 T3.

4. Número de observações incluídas: 69.

TABELA A.2

Critério de seleção de ordem das defasagens do VAR – política fiscal

Defasagem	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
1	947.3241	NA	2.22e-17	-26.99490	-26.47685*	-26.78937
2	974.9872	48.91162	1.59e-17	-27.33296	-26.29686	-26.92190*
3	988.0383	21.56266	1.75e-17	-27.24749	-25.69333	-26.63090
4	1008.638	31.64554*	1.56e-17*	-27.38080*	-25.30859	-26.55869
5	1024.271	22.20328	1.63e-17	-27.37016	-24.77990	-26.34252
6	1036.131	15.46981	1.94e-17	-27.25017	-24.14185	-26.01699

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. * Indica a defasagem segundo o critério de seleção.

2. Variáveis endógenas: receita, despesa, dívida e hiato.

3. Período amostral: 1999 T1-2017 T3.

4. Número de observações incluídas: 69.

TABELA A.3

Descrição dos modelos testados na estimação da regra de política monetária com dados trimestrais

Modelos ^a	Variáveis dependentes			MDD			Número de lags	Número de estados	g/
	Selic	IPCA	Hiato	Waggoner-Zha	Muller	Bridge			
Coeficiente na equação				Valor do log da MDD					
M1	Variando	Fixo	Fixo	802,89	795,69	795,63	2	2	35
M2	Fixo	Fixo	Fixo	801,41	794,11	794,15	2	2	43
M3	Sem mudança de regime			786,45	-	-	2	-	45

Elaboração dos autores.

Obs. 1. As variâncias são permitidas variar em todas as equações dos modelos M1 e M2.

2. Diferenças no log da MDD superiores a 1 indicam evidência significativa a favor do modelo.

TABELA A.4

Descrição dos modelos testados na estimação da regra de política fiscal com dados trimestrais

Modelos ^b	Variáveis dependentes				MDD			Número de lags	Número de estados	g/
	Receita	Despesa	Dívida	Hiato	Waggoner-Zha	Muller	Bridge			
	Coeficiente na equação				Valor do log da MDD					
F1	Variando	Fixo	Fixo	Fixo	1.199,56	1.195,53	1.195,58	1	2	31
F2	Fixo	Fixo	Fixo	Fixo	1.192,54	1.190,35	1.190,41	1	2	39
F3	Sem mudança de regime				1.173,46	-	-	1	-	48

Elaboração dos autores.

Obs.: 1. As variâncias são permitidas variar em todas as equações dos modelos F1 e F2.

2. Diferenças no log da MDD superiores a 1 indicam evidência significativa a favor do modelo.

TABELA A.5

Coefficientes estimados do modelo M1 da regra monetária com bandas de probabilidade bayesianas e dados trimestrais

Coeficientes de curto prazo	Estado 1			Estado 2		
	Banda inferior	Mediana	Banda superior	Banda inferior	Mediana	Banda superior
Constante	-0,0002	-0,0001	0,0001	-0,0003	0,0000	0,0002
Selic (t-1)	1,2191	1,3323	1,4425	1,1209	1,3902	1,6212
IPCA (t-1)	0,0424	0,0789	0,1131	-0,0079	0,0751	0,1503
Hiato (t-1)	0,0497	0,0813	0,1103	-0,0053	0,0813	0,1562
Selic (t-2)	-0,4730	-0,3687	-0,2582	-0,6334	-0,4110	-0,1375
IPCA (t-2)	-0,0373	0,0001	0,0376	-0,1232	-0,0404	0,0356
Hiato (t-2)	-0,0781	-0,0465	-0,0098	-0,0878	-0,0125	0,0837

Elaboração dos autores.

TABELA A.6

Coefficientes estimados da regra fiscal do modelo F1 com bandas de probabilidade bayesianas – dados trimestrais

Coeficientes de curto prazo	Estado 1			Estado 2		
	Banda inferior	Mediana	Banda superior	Banda inferior	Mediana	Banda superior
Constante	-0,0018	0,0000	0,0017	-0,0005	0,0000	0,0006
Despesa (t)	-4,0061	0,2486	4,3220	0,5010	0,9655	1,9028
Hiato (t)	-6,4962	1,4119	6,8813	0,7713	1,2348	2,3383
Receita (t-1)	0,9058	0,9995	1,0924	0,9985	1,0259	1,0777
Despesa (t-1)	-4,3959	-0,2737	4,0596	-1,8927	-0,9547	-0,4888
Dívida (t-1)	-0,0371	0,0051	0,0484	-0,0199	-0,0015	0,0120
Hiato (t-1)	-6,0549	-1,2469	5,6435	-1,9397	-1,0088	-0,6085

Elaboração dos autores.

TABELA A.7

Coefficientes estimados da regra monetária do modelo M1 com bandas de probabilidade bayesianas e com dados mensais

Coeficientes de curto prazo	Estado 1			Estado 2		
	Banda inferior	Mediana	Banda superior	Banda inferior	Mediana	Banda superior
Constante	-0,0001	0,0000	0,0000	-0,0001	0,0000	0,0001
Selic (<i>t</i> -1)	0,9249	1,0041	1,0829	1,2734	1,4452	1,6186
IPCA (<i>t</i> -1)	-0,0602	-0,0325	-0,0047	-0,0006	0,0360	0,0728
Hiato (<i>t</i> -1)	-0,0055	0,0156	0,0348	-0,0575	0,0080	0,0628
Selic (<i>t</i> -2)	-0,1017	-0,0234	0,0541	-0,6227	-0,4522	-0,2842
IPCA (<i>t</i> -2)	0,0450	0,0735	0,1024	-0,0607	-0,0227	0,0135
Hiato (<i>t</i> -2)	-0,0067	0,0132	0,0347	-0,0283	0,0282	0,0977

Elaboração dos autores.

TABELA A.8

Coefficientes estimados da regra fiscal com o modelo F1, com bandas de probabilidade bayesianas – dados mensais

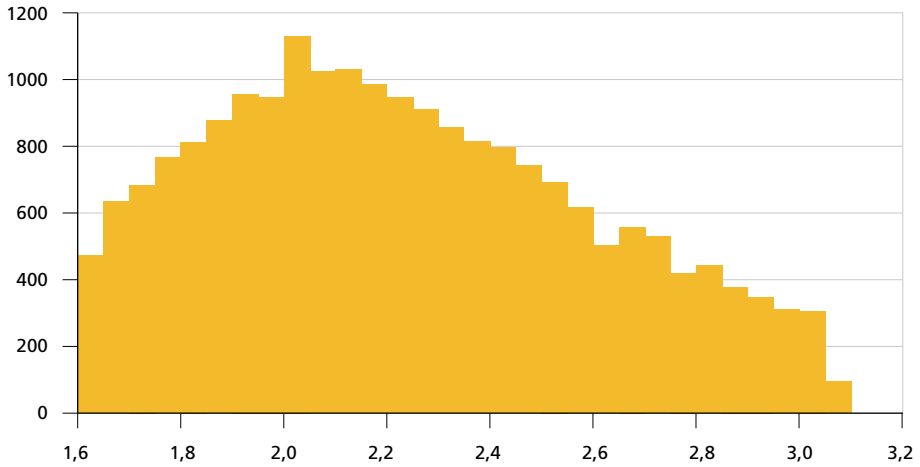
Coeficientes de curto prazo	Estado 1			Estado 2		
	Banda inferior	Mediana	Banda superior	Banda inferior	Mediana	Banda superior
Constante	-0,0014	0,0000	0,0014	-0,0008	0,0000	0,0008
Despesa (<i>t</i>)	-1,6824	0,5042	2,6445	-8,4569	0,9060	8,7152
Hiato (<i>t</i>)	-29,8783	-8,2478	24,9417	-20,7137	4,1809	20,7091
Receita (<i>t</i> -1)	-0,6706	1,1133	2,8457	-2,8713	0,5913	4,1491
Despesa (<i>t</i> -1)	-3,6130	-0,5440	2,6960	-13,8033	-0,8765	14,4866
Dívida (<i>t</i> -1)	-0,4781	0,1399	0,6535	-0,2122	-0,0255	0,1603
Hiato (<i>t</i> -1)	-47,6883	15,9874	57,4329	-34,7932	-6,7172	34,9778
Receita (<i>t</i> -2)	-1,8411	-0,1140	1,6689	-3,1530	0,4097	3,8733
Despesa (<i>t</i> -2)	-1,7899	0,0109	1,7684	-6,3980	-0,1087	5,4232
Dívida (<i>t</i> -2)	-0,6578	-0,1400	0,4883	-0,1617	0,0261	0,2161
Hiato (<i>t</i> -2)	-28,2999	-7,9319	23,3967	-15,4906	2,6598	15,3846

Elaboração dos autores.

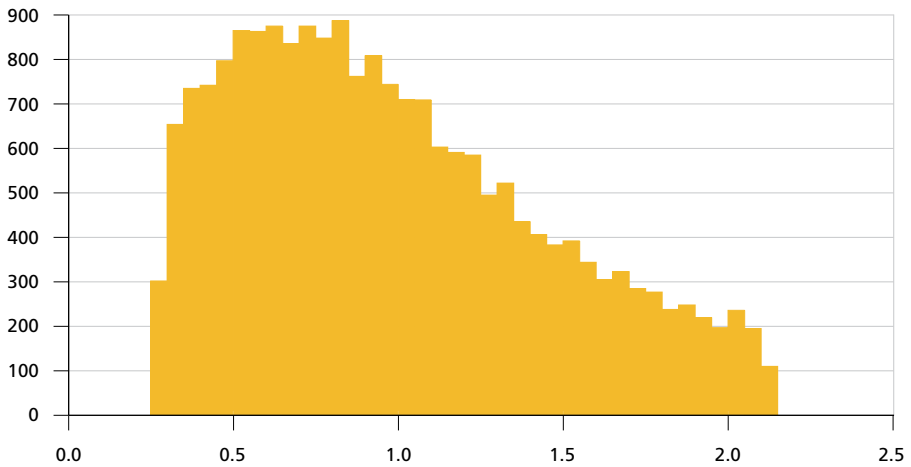
GRÁFICO A.1

Distribuição dos coeficientes de longo prazo da regra da política monetária apenas para valores pertencentes à banda de erros (68%)

A.1A – Inflação - regime = 1



A.1B – Hiato - regime = 1

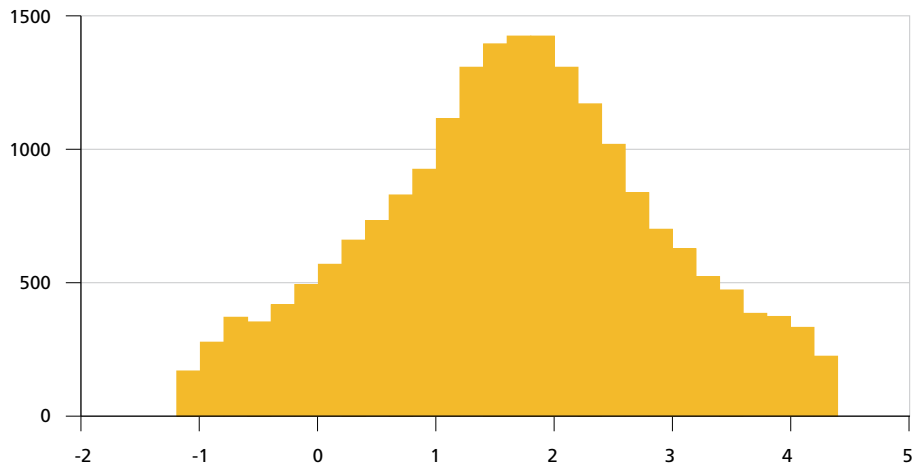


Elaboração dos autores.

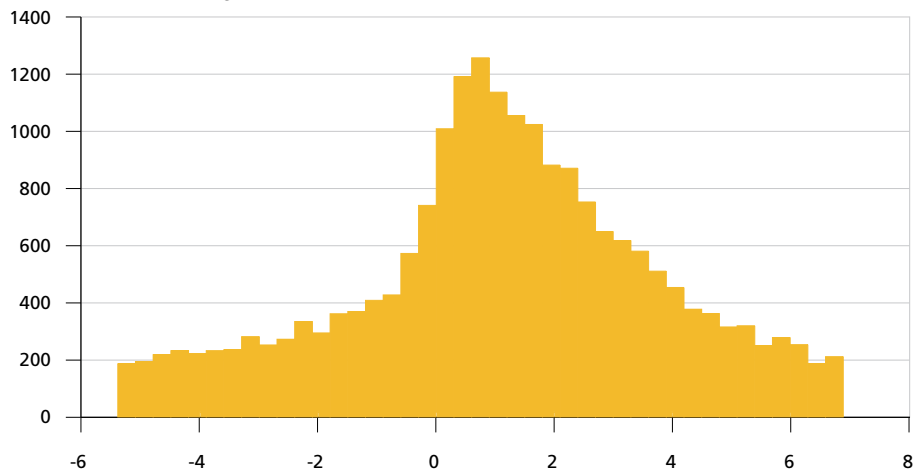
GRÁFICO A.2

Distribuição dos coeficientes de longo prazo da regra da política monetária apenas para valores pertencentes à banda de erros (68%)

A.2A – Inflação - regime = 2



A.2B – Hiato - regime = 2

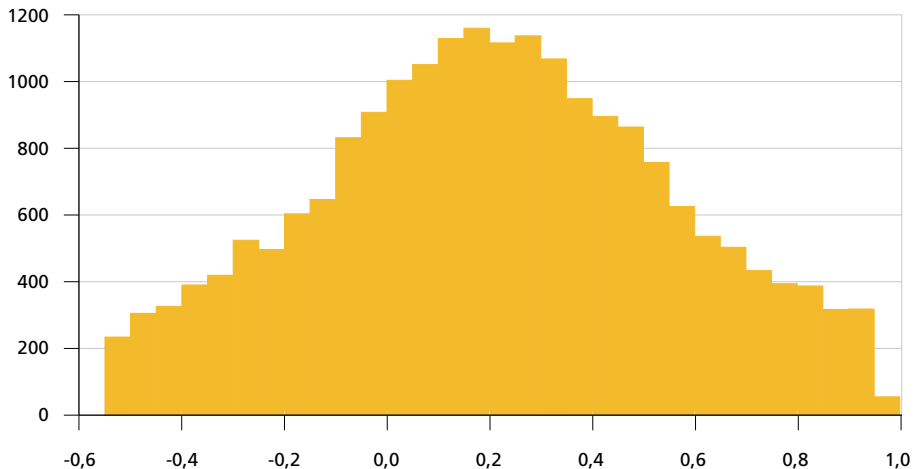


Elaboração dos autores.

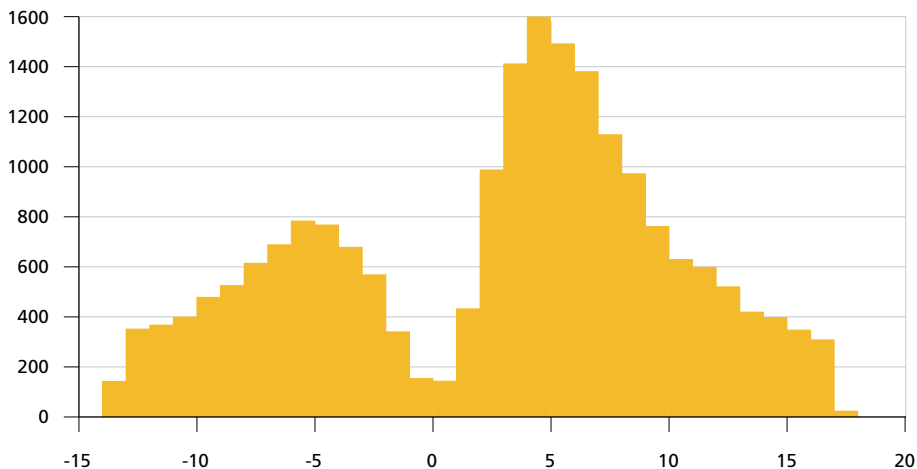
GRÁFICO A.3

Distribuição dos coeficientes de longo prazo da regra da política fiscal apenas para valores pertencentes à banda de erros (68%)

A.3A – Dívida - regime = 1



A.3B – Hiato - regime = 1

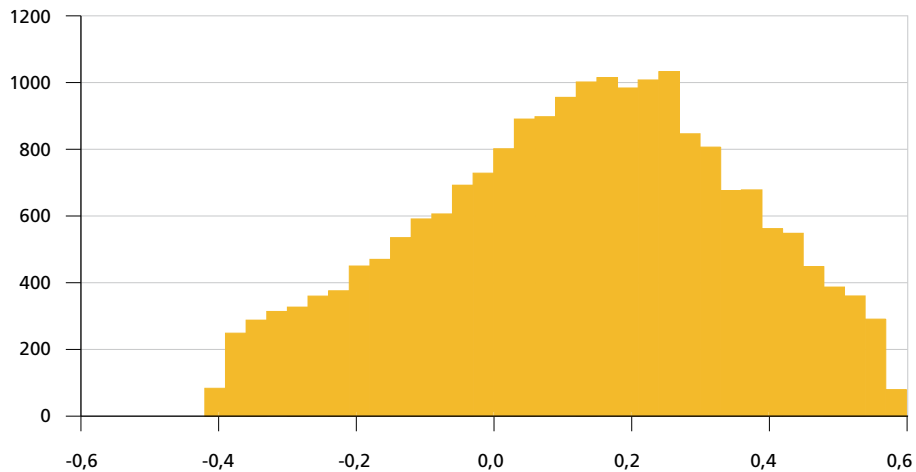


Elaboração dos autores.

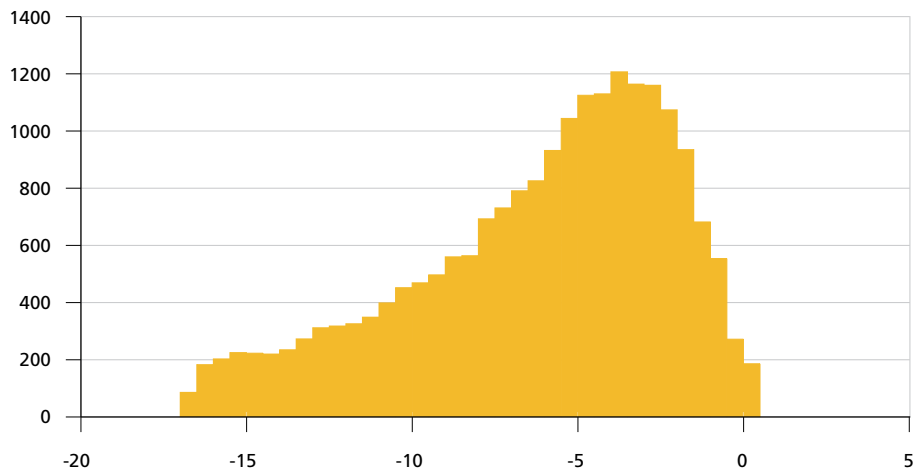
GRÁFICO A.4

Distribuição dos coeficientes de longo prazo da regra da política fiscal apenas para valores pertencentes à banda de erros (68%)

A.4A – Dívida - regime = 2



A.4B – Hiato - regime = 2



Elaboração dos autores.

NOTA AOS COLABORADORES DE PESQUISA E PLANEJAMENTO ECONÔMICO

1. A revista só analisa, com vistas a eventual publicação, artigos com conteúdo inédito, tanto no país quanto no exterior. Além disso, o seu tema deve se inserir em uma das áreas da ciência econômica, contribuindo de modo significativo ao avanço do conhecimento científico nessa área.
2. Resenhas de livros recentemente publicados poderão ser consideradas para publicação, mas resenhas temáticas e os textos essencialmente descritivos não serão, de um modo geral, aceitos.
3. As contribuições não serão remuneradas, e a submissão de um artigo à revista implica a transferência dos direitos autorais ao Ipea, caso ele venha a ser publicado.
4. Em geral, os artigos submetidos à revista devem ser escritos em português. Em casos excepcionais, poderão ser recebidos textos em língua inglesa para análise, mas se ele vier a ser aceito para publicação, o autor deverá se responsabilizar por sua tradução.
5. Só serão publicados artigos em português, mas sua versão em inglês poderá ser disponibilizada no sítio da revista na internet. Os anexos muito longos ou complexos para serem publicados, bem como as bases de dados necessárias para reproduzir os resultados empíricos do trabalho, serão também oferecidos aos leitores em versão virtual.
6. Caso o trabalho seja aceito para publicação, cada autor receberá 3 (três) exemplares do número da revista correspondente.
7. Para submeter um trabalho à revista, o autor deve acessar a página de Pesquisa e Planejamento Econômico na internet, em <http://ppe.ipea.gov.br/index.php/pppe/index>, e seguir os procedimentos ali descritos.
8. Os artigos recebidos que estejam de acordo com as instruções acima serão avaliados pelo Corpo Editorial com o auxílio de dois pareceristas escolhidos pelo Editor. O trabalho dos pareceristas é feito observando-se o método duplamente cego: o autor não saberá quem são os pareceristas, nem estes quem é o autor. Dessa análise poderá resultar a aceitação do artigo, condicionada, ou não, à realização de alterações; sua rejeição, com ou sem a recomendação de nova submissão após modificações; ou a rejeição definitiva. No caso de uma segunda submissão, o artigo será novamente avaliado por pareceristas, podendo vir a ser enquadrado em qualquer das situações acima. A rotina de análise se repete até que uma decisão final de rejeição ou aceitação seja alcançada. O processamento do artigo é conduzido pelo Editor, a quem cabe também a comunicação com os autores.
9. A decisão final quanto à publicação dos artigos cabe ao Corpo Editorial, que se reúne ordinariamente para decidir a composição de cada um dos números da revista, por recomendação do Editor. A aprovação do artigo para publicação só então é comunicada aos autores dos artigos respectivos, por escrito.

Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

Assessoria de Imprensa e Comunicação

EDITORIAL

Coordenação

Ipea

Revisão e editoração

Editorar Multimídia

Capa

Luís Cláudio Cardoso da Silva

Projeto Gráfico

Renato Rodrigues Bueno

*The manuscripts in languages other than
Portuguese published herein have not been proofread.*

Missão do Ipea

Aprimorar as políticas públicas essenciais ao desenvolvimento brasileiro por meio da produção e disseminação de conhecimentos e da assessoria ao Estado nas suas decisões estratégicas.

ISSN 0100-0551



Apoio editorial



ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

MINISTÉRIO DO
PLANEJAMENTO,
DESENVOLVIMENTO E GESTÃO